FEDERAL-PROVINCIAL-TERRITORIAL TASK FORCE

ON TELECOMMUNICATIONS

Competition in Public Long-Distance Telephone Service in Canada

Consulting Report 5

December 1988

©Minister of Supply and Services Canada 1988
ISBN 0-662-56271-2

The views expressed herein are those of the Consultant. They do not necessarily reflect the opinions of the Federal-Provincial-Territorial Task Force on Competition in Public Long-Distance Telephone Service, any of the members of the Task Force or their staff.

ELASTICITY OF DEMAND FOR LONG DISTANCE TELEPHONE SERVICE

Final Report Prepared By:

Steven Globerman Associates Ltd.

February 29, 1988

EXECUTIVE SUMMARY

The purpose of this study is to review and critically assess the available literature concerning the price elasticity of demand for Message Toll Service (MTS). Price elasticity coefficients are identified for four categories of long distance service: intra-company; inter-company; Canada-U.S. and Canada-international. In addition, the limited evidence that is available concerning the price elasticity of demand for WATS service is also assessed.

The price elasticity of demand is defined as the percentage change in quantity demanded divided by the percentage change in price holding all other factors constant. Typically other factors are held constant by incorporating them as independent variables, along with price, in a demand equation. The most typical equation that has been used for long distance demand has minutes of long distance calling as a function of the price of a call, aggregate income of subscribers, price of related goods and services and a measure of the size of the network.

A number of assumptions underlie the basic structure of demand for long distance equations. Of all the factors that can influence the results of the estimated equation, the most important appears to be the way that network size is measured and incorporated into the demand equation. Specifically, results of otherwise comparable studies can differ substantially depending upon the precise way in which the network size variable is incorporated into the equation. The specification of the network size variable will, in turn, reflect the researcher's view as to the existence and nature of network "externalities." One position in the literature is that usage externalities exist and that they are non-trivial. In these models, a variable is included in the demand equation that essentially represents the total possible number of connections between major exchanges. Another position is that externalities are likely not to be significant in "mature" networks. These latter models merely deflate the dependent variable by the total number of subscribers as a way of controlling for overall network size.

The position taken in this paper is that the magnitude of user externalities is ultimately an empirical question. Since plausible theory as well as empirical evidence supports the existence of non-trivial externalities, models that are flexible with respect to this issue are favoured over those that constrain such externalities to be statistically non-existent. In this context, the following ranges are suggested as the most plausible estimates of the price elasticities of demand given existing evidence:

Intra-company MTS: -.5 to -.7
Inter-company MTS: -.55 to -.85
Canada-U.S. MTS: -.65 to 1.00
International MTS: -.6 to -1.2

The evidence with respect to the price elasticity of demand for WATS is both sparse and somewhat erratic. What seems clear is that the demand for WATS is more price elastic that business demand for MTS. This, in turn, presumably reflects the fact that across all business subscribers, MTS is more substitutable for WATS than is WATS for MTS.

In recent years, long distance rates in the United States have declined in both nominal and inflation adjusted terms. Over the period 1983-87, AT&T cut its interstate long distance rates by approximately 35%. In Canada, several carriers have implemented significant nominal reductions in long distance rates over the past year. Such nominal rate reductions offer a potential "laboratory" within which to evaluate the price elasticity of demand. However, if changes in quantity demanded of long distance calls is to be related meaningfully to recent price reductions, all other factors influencing calling must be held constant. Only one study (undertaken by Bell Canada) was identified that explicitly held other factors constant. It concluded that recent changes in quantity demanded are consistent with recommended price elasticity estimates.

This study also considers the potential ways in which competitive entry might affect the price elasticity of demand for long distance service. The relationships identified are subtle and, on balance, probably not empirically substantial. On balance, open competition of various forms could have the effect of reducing the price elasticity of demand; however, this effect is not seen as being of sufficient potential significance to alter the range of estimates put forward earlier as plausible ranges for the true price elasticity coefficients.

TABLE OF CONTENTS

	Page
EXECUTIVE SUMMARY	1
INTRODUCTION	4
PRICE ELASTICITY OF DEMAND	5
CRITERIA FOR EVALUATING MODELS	7
REVIEW OF AVAILABLE STUDIES	14
INDIRECT EVIDENCE FROM U.S. EXPERIENCE	28
MARKET ENTRY AND ELASTICITY OF DEMAND	31
CONCLUSIONS	38
APPENDIX: Forecasting the Impact of Price Changes on Quantity	40

INTRODUCTION

The purpose of this study is to assess available estimates of the price elasticity of demand for long distance telephone service against the background of economic theory and statistical methodology. A related objective is to evaluate the potential relationship between changes in the market structure for long distance telephone services and the price elasticity of demand for such services. This evaluation will be carried out primarily on a theoretical level, although a limited amount of relevant empirical evidence will also be brought to bear upon the issue.

At the outset, it is useful to note that there are conceptually numerous long distance telephone services. For example, one might distinguish among long-distance services on the basis of the routes covered by calls, or the mileage bands covered. In a related vein, one might distinguish among services on the basis of carrier jurisdictions covered, e.g. intra-company, inter-company and international. In this context, calls made entirely within British Columbia would be distinguished from calls that cross provincial (or national) boundaries.

Other potential classifications might be briefly suggested. Long distance services might be distinguished by type of service; e.g. Message Toll Service, WATS and Private Line. They might be distinguished by time of call; e.g. weekdays during the hours of 8 A.M. to 6 P.M., weekdays during the hours of 6 P.M. to 8 A.M., weekends during the hours of 8 A.M. to 6 P.M., and so forth. They might also be distinguished by caller, e.g. business versus residential. Increasingly fine subcategories can be constructed, e.g. international calls made by business subscribers.

The main point here is that there are potentially many price elasticities of demand depending upon the precise definition of long distance service adopted by the analyst. Any distinctions would be irrelevant to the extent that elasticity estimates were identical across all definitions; however, there is no reason to believe that this condition holds. Indeed, there are a priori reasons to believe that it does not hold. Some of these reasons will be discussed in the next section. We merely note one reason here: the ability to substitute away from specific patterns of long distance calling may differ across categories of calling. For example, business subscribers may be less able to substitute away from long-distance calling (to other activities) than residential subscribers.

Ultimately, the price elasticity coefficient(s) chosen for study will depend upon the policy issue(s) of concern to the analyst. For example, if uniform price changes across all categories of long distance service are contemplated, the overall price elasticity of demand for long distance service would appear to be of most immediate importance, although the overall estimate would be obtained (ideally) by estimating elasticity coefficients for individual services and then aggregating the individual elasticity coefficients. On the other hand, if price changes are likely to be concentrated in specific segments of the long distance market, elasticities of demand in those specific segments would seem to be of greater importance.

It is difficult to predict a priori the precise segments of the long distance market most likely to be affected by competitively driven price changes. Hence, as a general rule, the more disaggregated the elasticity estimates, the more detailed the profile that

can be drawn about the likely revenue responses to specific price changes. Moreover, as noted above, the reliability of overall price elasticity estimates will increase to the extent that such estimates are "built up" from disaggregated estimates. However, in practice, the level of disaggregation of price elasticity estimates will be restricted by the availability of data and the costs associated with making numerous estimates of the statistic. As a result, the "ideal" level of disaggregation usually represents a compromise between theoretical purity and empirical pragmatism.

Given that this study is essentially a critical review of the literature, we will present and review price elasticity estimates for the categories of long distance service over which such estimates have normally been made. These include most prominently business and residential Message Toll Service (MTS) within Bell Canada and B.C. Telephone jurisdictions. Fewer studies are available for MTS service across different Telecom Canada jurisdictions, e.g. intercompany traffic. And there are substantially fewer estimates of price elasticity for Canada - U.S. and Canada - International MTS traffic. Similarly, there is virtually no evidence bearing upon the price elasticity of demand for WATS and other bulk long distance services. In some cases, insights can be gained from American studies of long distance demand. However, it must be concluded that we know relatively little about the price elasticity of demand for bulk long distance services or for transnational telephone traffic, and considerable uncertainty continues to surround intra-company and inter-company price elasticity estimates.

PRICE ELASTICITY OF DEMAND

The price elasticity of demand is defined as the percentage change in the quantity demanded of a product divided by the percentage change in the price of that product holding all other factors constant. Mathematically,

1. $Ep = dQ/Q \;/\; dP/P = dQ/dP \times P/Q$

Economists identify three ranges of price elasticity:

1. Price elastic: the absolute value of the price elasticity coefficient exceeds one;

2. Price inelastic: the absolute value of the price elasticity coefficient is less than one;

3. Unitary elastic: the absolute value of the price elasticity coefficient equals one.

Typically, the price elasticity coefficient is estimated along with other important characteristics of the demand relationship for a product, including income elasticity and cross price elasticities with other products. The general form of the demand function is typically specified as:

2. $Qt = f(Pt, Yt, St, Z1 \ldots Znt)$

where Qt is quantity demanded at time t; Pt is the price of the product; Yt is the income of the consuming unit; St is the price of other (related) goods and Z1 to Znt are other variables influencing the position of the demand curve such as total population, seasonal factors, and so forth.

The typical "barebones" form of the aggregate demand function for residential telephone service can be given as:

3. $Q = q(P, Y, N, S)$

where Q denotes the minutes of long distance calling for system subscribers; P is the price of a call; Y is aggregate income; N is some measure of the size of the long distance network; and S is the price of other goods and services.[1]

An important point to underscore is that changes in quantity demanded attributable to changes in price require other determinants of Q to be held constant. Over very short periods of time, it may be acceptable to assume that these other factors have not changed significantly and simply calculate the proportional relationship between the change in quantity and the change in price; however, one runs an increasing risk of attributing changes in Q to changes in P, when (in fact) the source of the observed quantity change is some other factor(s).

The usual assumption made in formulating the aggregate demand model is that demand is homogeneous of degree zero. The effective consequence is that all monetary variables in the estimating equation are expressed in "real" terms; that is, they are adjusted for changes in a relevant measure of "overall" prices.[2]

Within the general specification given by equation 3, the price elasticity of demand would be estimated either directly or indirectly from the statistically estimated demand function depending upon the precise specification of the function. For example, if the function is estimated in log-linear form, the estimated coefficient for the price variable provides a direct estimate of the price elasticity coefficient. In fact, most empirically estimated demand functions for long distance service are of the double log form.[3] This specification effectively assumes that price elasticity is constant at all possible price levels.[4]

---

[1]. The underlying basis for this model is discussed in Lester Taylor, Telecommunications Demand: A Summary and Critique, Cambridge, Mass.: Ballinger Publishing Company, 1980 and Richard D. Scott, "New Approaches to Estimating the Price Elasticity of Demand For Message Toll Service Within B.C.", prepared for the British Columbia Telephone Company, April 6, 1986, B.C. Tel (CNCP) 11 May 87-9 RRB.

[2]. The equivalent notion is that if all prices doubled, along with consumers' incomes, consumers would effectively consider no change to have taken place in the purchasing decision surrounding any individual good. Such consumers are said to be free of "money illusion." See Louis Phlips, Applied Consumption Analysis, Amsterdam: North Holland Publishing Company, 1983.

[3]. See A. de Fontenay and J.T. Marshall Lee, "B.C./Alberta Long Distance Calling" in L. Courville, A. de Fontenay and R. Dobell, eds., Economic Analysis of Telecommunications: Theory and Applications, Amsterdam: North Holland Press, 1983, pp. 199-227.

[4]. In a few cases, specifications have been attempted which allow price elasticity to vary with price. For examples, see Peat Marwick, "The Elasticity of Long Distance Demand-Appendix C", in Impacts of Competition, and de Fontenay and Lee, op. cit.

The telecommunications demand decision for the business subscriber is more complex than the demand decision for the residential subscriber in that telephone use for business represents a derived demand for a productive input. Presumably the business subscriber derives no direct benefit from long-distance telephone calling. The benefit is associated with producing revenue through the calling process. Hence, the firm should determine its usage of long-distance service simultaneously with its usage of other productive inputs by minimizing cost subject to a (profit-maximizing) output constraint. In this case, demand for long-distance telephone service will be a function of the price of such service, the prices of other inputs, the chosen rate of output and the relative productivity of long-distance calling, among other things.

In almost all cases, business demand for long distance calling, as is the case for residential demand, is estimated using a log-linear specification of the dependent and independent variables. Hence the price elasticity estimate is derived directly as the coefficient of the "real" price variable. The similarity in specification and estimation of the business and residential long distance demand equations faciltates evaluation of the extensive telephone demand literature. It also accentuates the need to critically assess the methodology underlying the approaches that have been taken towards estimating long distance demand functions.

CRITERIA FOR EVALUATING MODELS

As noted earlier, there are numerous statistical studies of the price elasticity of demand for long distance telephone service. As will be discussed, estimates differ across the various studies, although there is a fairly broad consensus that demand for most categories of long distance service is price inelastic. If we are to have confidence in the available evidence, it is important that the avaiilable studies satisfy the standard criteria that economists use to evaluate statistical models. In this section, we briefly outline the general concerns that surround the validity of econometric models.

(i) Theoretical Plausibility

The first and foremost concern is the theoretical plausibility of the equation(s) underlying the model. In the context of long distance demand models, a number of specific issues have been raised.

a) Constant price elasticity of demand

One issue is the widespread assumption that quantity demanded can be expressed as a log linear function of price and other relevant variables. The assumption implies - among other things - that price elasticity of demand is constant at all possible prices. It is arguable that for any individual consumer, demand is more price elastic at higher prices. The basis for this argument is perhaps best understood by noting that any price change has two effects: 1. the real income of the consumer changes; if price increases, real income decreases, ceteris paribus. If price decreases, real income increases. 2. substitute products become more (less) attractive when the price of a given product increases (decreases).

With respect to the first effect, i.e. the real income effect, quantity demanded of a good should decline (increase) when real income decreases (increases). If the

proportionate change in quantity demanded for a given proportionate change in real income is independent of the level of real income, as assumed in the log linear specification, the real income effect associated with price changes should be independent of the price level from which any change takes place. As a practical matter, we do not need to assume arbitrarily that the income elasticity of demand for long distance services is constant, since such services constitute a very small percentage of overall expenditures made by residential and business subscribers. For example, for most business sectors, telecommunications expenditures as a percentage of all business expenditures are less than one percent.[5] The implication is that even relatively large changes in the price of long distance services will have extremely small changes in real incomes of households and businesses.

With respect to the second effect, i.e. the substitution effect, there is no strong a priori reason to believe that substitutes for long distance telecommunications are better at higher prices for long distance service. For most Canadians, the major substitute for long distance is probably the postal service. The costs of most classes of postal service are sufficiently low such that they are potential substitutes for long distance calling at most relevant long distance prices. To be sure, there are (imperfect) substitute services such as couriers and electronic mail that are probably more relevant at higher prices for long distance. However, most Canadian residential subscribers do not use such services, although business subscribers certainly do. Nevertheless, while courier, electronic mail, facsimile and similar services would likely be more relevant competitors at relatively high long distance prices, they are likely to be imperfect substitutes at best.

In short, it is plausible that the price elasticity of demand for long distance telephone service is constant at all prices. For similar reasons, the constancy of the income elasticity coefficient cannot be rejected on theoretical grounds. The appropriateness of the log-linear specification is therefore ultimately an empirical question.

b) Network externalities

Another theoretical concern that has received prominent attention is the significance of network externalities. It has been demonstrated that the assumed form of network externalities can significantly affect the estimated value of the price elasticity coefficient.[6] Indeed, the assumed form and magnitude of potential network externalities is perhaps the single most important point of contention in the telecommunications demand literature. There are two broad types of externalities considered in the literature: 1. Usage externalities and 2. access externalities. Usage externalities refer to the presumption that parties would be willing to pay to receive (at least some) calls as well as to make calls, although they are explicitly charged only for originated calls. Another potential usage externality is related to the likelihood that traffic running from point A to point B will stimulate traffic from point B back to

---

[5]. See Steven Globerman, The Telecommunications Service Sector In Canada, mimeo, Simon Fraser University, September 1987.

[6]. See Evidence of Lester D. Taylor On Behalf of Bell Canada Concerning the Price Elasticity of Demand For Message Toll Service in Canada, CRTC Telecom Public Notice 1984-6, Interexchange Competition and Related Issues, November 1984.

point A. Access externalities derive from the presumption that if one additional subscriber joins the network, every existing subscriber can now communicate with another party without having to pay directly for the additional potential connection.

Access and usage externalities would appear to be related. Specifically, if new subscribers are part of existing subscribers' "communities of interest", increased access could accentuate usage externalities. In this context, DeFontenay and Lee distinguish between two types of expansion in the number of subscribers depending upon whether (1) the population does not change but the penetration rate increases, or (2) the population increases at the same rate as the number of subscribers, leaving the penetration rate constant. They suggest that the access externality could be expected to be significant given type one expansion, since it is more likely in this case that new subscribers will reside in the community of interest of existing subscribers. Put simply, if new subscribers are unknown (and likely unknowable) to existing subscribers, the formers' joining the network may be of little relevance to the latter. Since type two expansion largely characterizes the Canadian situation over the past two decades, De Fontenay and Lee argue that access externalities should be an insignificant phenomenon for the period over which most recent demand studies have been conducted.[7]

De Fontenay and Lee also argue that usage externalities may be modest, since subscribers can "internalize" the externality by agreeing in advance to alternate calling in some pattern; e.g. I call you this week and you call me next week. In effect, receivers of calls indirectly "pay" for the calls they receive through the implicit arrangement they make with other members of their community of interest to originate return calls. This latter argument is somewhat speculative, since it assumes that such implicit contracting is not overwhelmed by transactions costs as communities of interest grow in size. Transactions costs, in this context, relate to the difficulties associated with bargaining, either explicitly or implicitly, across large numbers of individuals.

The main point at issue here is whether calls from point A to point B, on balance, stimulate calls from point B to point A in return. Where they do, network externalities may be said to exist. Alternatively, if the typical call from point A to point B generates no return traffic that would not otherwise have been generated in the absence of a call from point A, network externalities may be largely absent in mature telephone networks. It does not seem possible to resolve this issue purely on theoretical grounds. In the final analysis, the magnitude of network externalities is an empirical issue.

The primary specification issue raised by potential network externalities is the impact that such externalities can have on the position of the demand curve. Given the presence of network externalities, the larger the community of interest for any subscriber, the greater the expected value of long distance calling at all possible prices. Hence, growth in the size of the potential calling network should increase long distance calling at all possible prices. Over the period of the 1970s and 80s, the real price of long distance service declined while network size expanded. Both developments could be expected to contribute to increases in quantity demanded. Therefore, the specification of the demand equation should presumably allow for the separate

---

[7]. See DeFontenay and Lee, op. cit.

identification of both effects.

This point can be expanded by considering the basic specification of Bell Canada's demand models:

4. $Q = g(P, Y, (T \times R))$

where Q is a physical measure of long distance calling; Y is a measure of real income; P is the real price of a long distance call; T is the number of telephones in exchange A and R is the number of telephones in exchange B. Therefore, the total possible connections between exchanges A and B will be equal to T x R. Equation 4 can also be estimated in the form of equation 5:

5. $Q/T = h(P, Y, R)$

If the coefficient for the R variable equals zero, it would suggest that usage per telephone is largely independent of the number of telephones that can be reached. On the other hand, the larger the estimated coefficient for the R variable, the greater the presumed magnitude of network externalities. To the extent that equation 5 is estimated without including the R variable in the estimating equation, it is presumed that the coefficient for the R variable equals zero.

The implications of externalities for modelling demand are as follows: if long distance calling by any one subscriber is statistically independent of long distance calling by all other subscribers in a network, the impact of growth in network size can be effectively incorporated in the long distance demand equation by deflating the quantity variable by the number of main stations, or some equivalent variable. Equivalently, it can be assumed that the coefficient of the R variable in equation 5 equals zero. On the other hand, if there are significant network externalities, simply deflating the quantity variable by the total number of stations (or subscribers) could impart a specification bias to the estimating equation, including the price elasticity coefficient. In particular, in periods when both network size increases and real price decreases, the price elasticity coefficient could be seriously overestimated.

Another relatively subtle implication of the usage externality for estimating the price sensitivity for long distance calling can be suggested. As discussed above, usage externalities can be related to the notion that a caller is buying at least two items in making a long distance call - the conversation gained from a completed call, as well as an increased probability of receiving a return call from the party called or from some third party known to the party called. Assume an increase in the price of long distance calling that affects the entire "community of interest." Such an increase not only makes the original call more expensive. It also reduces the likelihood that the initiating party will receive calls back as a result of his call, presuming that members of his community of interest have downward sloping demand functions for long distance service.

Contrast this with the case where a caller anticipates virtually no linkage between his/her placing of a long distance call and the receipt of return calls, perhaps because the caller knows very few people, or because his/her acquaintances are too poor to afford long distance calling. In this case, a price increase will not significantly reduce the caller's likelihood of receiving calls from friends and colleagues.

The intuitive notion is that any increase in price will have a more marked impact upon quantity demanded in the first case compared to the second case, since the expected value of making a long distance call decreases more in the first case than in the second. Following this line of reasoning, if the community of interest effect is not explicitly recognized in the demand function, the estimated (absolute size) of the price elasticity coefficient may be further biassed upwards, with the bias being directly related to the overall size and scope of the community of interest, where the latter may be thought of (for any long distance caller) as the population of subscribers who might call the originating subscriber as a result of the latter's initial calling.[8]

c) Multipart pricing

A third prominent theoretical issue is associated with the presence of multipart pricing for long distance. Specifically, the price for the first minute of conversation is higher than the cost for following minutes of conversation. The subscriber is therefore conceptually faced with sequential decisions: should the long distance call be made?; how long should be the duration of the call? In this context, the average price per call - minute of a call does not equal the marginal price. One procedure is to incorporate the two prices into the demand function. In this case, the coefficient in front of the marginal cost will measure the traditional price effect, while the coefficient in front of the price for the first minute will measure an income effect. Alternatively, two equations might be used: the first to explain the number of calls made; the second to explain the mean duration of calls.[9]

Available studies ordinarily combine the intial period and overtime period charges in a single price index. In models with price deflated revenues as the dependent variable, the responses of messages and average duration to changes in prices are reflected in a single elasticity coefficient. In cases where the structure of the tariff schedule is to be changed, e.g. the charge for the initial period is to be increased relative to the charge for the overtime period, the use of an "average" elasticity response could lead to serious forecasting errors.[10]
In fact, price changes in the long distance sector have been fundamentally of an "across-the-board" nature.

(ii) Identification Condition

A second concern in evaluating statistical demand models is whether the demand function is identified. Identification is concerned with whether the estimated equation is a demand function. We will not go into detail concerning conditions for proper identification of the demand function. Suffice to say that supply must shift independently of demand in the relevant market model if the demand curve is to be identified. Since the supply of long distance services is affected by technological change and regulatory decisions, factors which are largely independent of

---

[8]. An exactly analogous argument can be made for the case of a price decrease. In this case, the issue is whether a caller can expect a greater number of return calls to be stimulated by a price decrease in the "receiving" regions of his calling.

[9]. See Taylor, op. cit., 1980, p.52.

[10]. Ibid., p.165.

contemporaneous demand conditions, it seems plausible that the demand function can be statistically identified.

Actual identification of the demand function requires, among other things, that the appropriate estimation technique be chosen. In particular, if price is determined by the interaction of supply and demand, ordinary least squares estimation will be an inappropriate estimation technique. Instrumental variable estimation will be more appropriate. In fact, almost all available estimates of long distance demand functions were obtained using ordinary least squares regression. This technique is likely to be acceptable in the context of estimating telephone demand functions, since price is determined through the regulatory process and can therefore be treated as exogenously determined any observation period.

(iii) Excluded Variables

Identification of the demand function also requires a satisfactory resolution of a third important issue: Have all relevant variables been included in the estimating equation? The omission of relevant variables can result in biassed estimates of the coefficients of the included variables if the included and excluded variables are not orthogonal. As noted earlier in our discussion of network externalities, improper restrictions on the coefficients of included variables can also potentially impart biasses to the estimated coefficients of other included variables.

A potentially important set of variables that have been excluded from most available estimated demand functions are the prices of non-MTS long distance alternatives, most notably WATS. To some extent, the exclusion reflects the sparsity of relative price variation across long distance services.[11] It also reflects the negligible residential demand for WATS over the periods for which available models are estimated. However, since many demand models aggregate residential and business long distance demand, the exclusion of WATS prices could contribute to a downward bias to the price elasticity coefficient (for MTS traffic). To see this latter point, imagine that the real prices of MTS and WATS increase albeit by different percentage amounts.

By itself, the increase in the MTS price should decrease MTS traffic. On the other hand, the increase in WATS prices should encourage, on the margin, a shift away from WATS toward MTS; i.e. an increase in MTS traffic. If the MTS demand equation excludes the WATS price variable, the MTS price term will incorporate the influence of both the (negative) own price effect and the (positive) cross price effect. The estimated own price elasticity will be lower than its true value. One U.S. study suggests that the bias can be as much as 15% to 20% below the true elasticity value; i.e. the estimated coefficient is -.59, while the "true" price elasticity for MTS service is approximately -.71.[12]

---

[11]. See Scott, op. cit., p.9.

[12]. See Victor Glass and William Taylor, "Aggregate Demand For Interstate MTS and WATS: Symmetry Conditions", Response to Interrogatory, Bell (CRTC) 20 Mar 87 - 713 C).

(iv) Structure of Tastes and Preferences

An underlying assumption of all time series studies of demand is that consumers' tastes and preferences are constant over the estimation period. In part, a concern about this condition leads researchers to estimate demand functions after direct dial had been implemented in the North American telephone network; i.e. the post-1973 period. Prior to that period, there is reason for concern that the implementaion of direct dial long distance service could have increased the demand for long distance service at all prices. Failure to acknowledge this change in the structure of demand along with a decline in the real price of long distance service would lead to an overestimate of the price elasticity of demand. This concern has been raised about several studies that identify the absolute value of the price elasticity coefficient to be greater than one.[13]

(v) Aggregation

A final issue for concern is the appropriate level of aggregation for empirical analysis. The basic concern here is that if the units of analysis differ with respect to their demand behaviour, and if this difference is effectively ignored by aggregating these units in a single demand model, the coefficients of the model will be biassed if the "mix" of units varies over time. For example, theoretical considerations suggest that business demand for long distance will differ from residential demand. If a demand equation is estimated over both residential and business subscribers, the response to price changes will reflect both the responses of each sector, as well as changes in the relative size of each sector in the total subscription base. In short, the estimated "average" price elasticity coefficient will differ from the true elasticity coefficients in each main sector.

Demographic changes within each sector could also lead to estimation biasses if they are not explicitly accounted for. As an example, if telephone calling is related to the average number of individuals in Canadian households, increases or decreases in average sizes of households will result in changes in long distance calling independent of changes in price. If such changes occur at the same time as price changes, the effects of the demography change could be falsely ascribed to the changes in price - or to changes in other independent variables. In effect, aggregation bias can be equivalent to the problems created by excluding relevant variables from the estimating equation.

Very few studies have been undertaken that explicitly consider the influence of specific demographic attributes on the demand for long distance service. However, a well known U.S. study suggests that toll demand may not be statistically related at acceptable significance levels to several obvious demographic variables, including age of household. On the other hand, there is a significant difference in calling patterns

---

[13]. See Jon Breslaw, "Simulations of Bell Canada Under Various Rate Scenarios", Interim Reports 1, 2, 3 to the Department of Communications, Institute of Applied Economic Research, Montreal: Concordia University, 1980. It should be noted that Breslaw includes a dummy variable to account for the introduction of DDD. On the other hand, Fuss and Waverman do not take the diffusion of DDD explicitly into account. See M Fuss and L. Waverman, "The Regulation of Telecommunications in Canada", Technical Report No. 7, Ottawa: Economic Council of Canada, 1981.

between blacks and whites, and between old-time residents and newer residents of the test market (Chicago).[14] It is not obvious that these results have any direct implications for Canadian studies that have been undertaken, especially since the racial distinction is much less relevant in the Canadian context.

REVIEW OF AVAILABLE STUDIES

In this section, we provide a summary overview of the available empirical studies bearing upon the issue of the price elasticity of demand for long distance services. This overview is meant to provide estimates of relevant price elasticity coefficients. It is also intended to provide the reader with an understanding of the major sources of different results identified in the literature.

At the outset, it should be noted that it is impractical to review all available studies of long distance demand on an individual basis. Individual estimations carried out by Bell Canada could constitute the basis for a major study by themselves. Fortunately, the need for such a microscopic examination is mitigated by several factors. One is Taylor's detailed evaluation and comparison of studies undertaken during the 1970s.[15] Second is the close similarity in both the structure and the results of many of the studies undertaken.

1. Overview of the "intra-company" studies

The bulk of available studies focus on intra-company long distance traffic; i.e. within B.C. Tel or within Bell Canada's Ontario - Quebec region. The common framework of these studies relates a physical measure of intracompany message toll activity to a measure of economic activity, the relative price of MTS calls, the size of the market, and "habit." The measure of MTS activity is usually either the number of toll messages or intracompany toll revenue deflated by an MTS price index. MTS price is usually measured by a base period (Laspeyres) price index that aggregates over mileage bands, time of day and class of customer. In recent Bell Canada and B.C. Tel studies, estimates are made for specific mileage bands. Market size is represented by the number of main stations or by the number of potential subscriber connections, in some cases weighted by the probabilities that subscribers belong to the same community of interest. Habit is represented by the lagged value of the dependent variable in some studies (Koyck lag) and by lagged values of the independent variables in other cases (Almon lags).

Taylor's review of the pre-1980 literature surrounding intra-company long distance calling is summarized in Tables 1 and 2. Table 1 also includes several more recent estimation results. Most of the studies focus on "long run" price elasticity. On the surface, there seems to be a fairly wide range across the reported estimates. Table 2

---

[14]. See Susan J. Devlin and I. Lester Patterson, "Toll Usage" in Belinda Brandon, ed., The Effect of the Demographics of Individual Households On Their Telephone Usage, Cambridge, Mass.: Ballinger Publishing Company, 1981, pp.303 - 353.

[15]. Taylor, 1980, op. cit. Also see L.D. Taylor, "Problems and Issues in Modeling Telecommunications Demand" in L. Courville, A. deFontenay and R. Dobell, eds., op. cit., pp.181 - 198.

(iv) Structure of Tastes and Preferences

An underlying assumption of all time series studies of demand is that consumers' tastes and preferences are constant over the estimation period. In part, a concern about this condition leads researchers to estimate demand functions after direct dial had been implemented in the North American telephone network; i.e. the post-1973 period. Prior to that period, there is reason for concern that the implementaion of direct dial long distance service could have increased the demand for long distance service at all prices. Failure to acknowledge this change in the structure of demand along with a decline in the real price of long distance service would lead to an overestimate of the price elasticity of demand. This concern has been raised about several studies that identify the absolute value of the price elasticity coefficient to be greater than one.[13]

(v) Aggregation

A final issue for concern is the appropriate level of aggregation for empirical analysis. The basic concern here is that if the units of analysis differ with respect to their demand behaviour, and if this difference is effectively ignored by aggregating these units in a single demand model, the coefficients of the model will be biassed if the "mix" of units varies over time. For example, theoretical considerations suggest that business demand for long distance will differ from residential demand. If a demand equation is estimated over both residential and business subscribers, the response to price changes will reflect both the responses of each sector, as well as changes in the relative size of each sector in the total subscription base. In short, the estimated "average" price elasticity coefficient will differ from the true elasticity coefficients in each main sector.

Demographic changes within each sector could also lead to estimation biasses if they are not explicitly accounted for. As an example, if telephone calling is related to the average number of individuals in Canadian households, increases or decreases in average sizes of households will result in changes in long distance calling independent of changes in price. If such changes occur at the same time as price changes, the effects of the demography change could be falsely ascribed to the changes in price - or to changes in other independent variables. In effect, aggregation bias can be equivalent to the problems created by excluding relevant variables from the estimating equation.

Very few studies have been undertaken that explicitly consider the influence of specific demographic attributes on the demand for long distance service. However, a well known U.S. study suggests that toll demand may not be statistically related at acceptable significance levels to several obvious demographic variables, including age of household. On the other hand, there is a significant difference in calling patterns

---

[13]. See Jon Breslaw, "Simulations of Bell Canada Under Various Rate Scenarios", Interim Reports 1, 2, 3 to the Department of Communications, Institute of Applied Economic Research, Montreal: Concordia University, 1980. It should be noted that Breslaw includes a dummy variable to account for the introduction of DDD. On the other hand, Fuss and Waverman do not take the diffusion of DDD explicitly into account. See M Fuss and L. Waverman, "The Regulation of Telecommunications in Canada", Technical Report No. 7, Ottawa: Economic Council of Canada, 1981.

between blacks and whites, and between old-time residents and newer residents of the test market (Chicago).[14] It is not obvious that these results have any direct implications for Canadian studies that have been undertaken, especially since the racial distinction is much less relevant in the Canadian context.

REVIEW OF AVAILABLE STUDIES

In this section, we provide a summary overview of the available empirical studies bearing upon the issue of the price elasticity of demand for long distance services. This overview is meant to provide estimates of relevant price elasticity coefficients. It is also intended to provide the reader with an understanding of the major sources of different results identified in the literature.

At the outset, it should be noted that it is impractical to review all available studies of long distance demand on an individual basis. Individual estimations carried out by Bell Canada could constitute the basis for a major study by themselves. Fortunately, the need for such a microscopic examination is mitigated by several factors. One is Taylor's detailed evaluation and comparison of studies undertaken during the 1970s.[15] Second is the close similarity in both the structure and the results of many of the studies undertaken.

1. Overview of the "intra-company" studies

The bulk of available studies focus on intra-company long distance traffic; i.e. within B.C. Tel or within Bell Canada's Ontario - Quebec region. The common framework of these studies relates a physical measure of intracompany message toll activity to a measure of economic activity, the relative price of MTS calls, the size of the market, and "habit." The measure of MTS activity is usually either the number of toll messages or intracompany toll revenue deflated by an MTS price index. MTS price is usually measured by a base period (Laspeyres) price index that aggregates over mileage bands, time of day and class of customer. In recent Bell Canada and B.C. Tel studies, estimates are made for specific mileage bands. Market size is represented by the number of main stations or by the number of potential subscriber connections, in some cases weighted by the probabilities that subscribers belong to the same community of interest. Habit is represented by the lagged value of the dependent variable in some studies (Koyck lag) and by lagged values of the independent variables in other cases (Almon lags).

Taylor's review of the pre-1980 literature surrounding intra-company long distance calling is summarized in Tables 1 and 2. Table 1 also includes several more recent estimation results. Most of the studies focus on "long run" price elasticity. On the surface, there seems to be a fairly wide range across the reported estimates. Table 2

---

[14]. See Susan J. Devlin and I. Lester Patterson, "Toll Usage" in Belinda Brandon, ed., The Effect of the Demographics of Individual Households On Their Telephone Usage, Cambridge, Mass.: Ballinger Publishing Company, 1981, pp.303 - 353.

[15]. Taylor, 1980, op. cit. Also see L.D. Taylor, "Problems and Issues in Modeling Telecommunications Demand" in L. Courville, A. deFontenay and R. Dobell, eds., op. cit., pp.181 - 198.

reports results for individual states within the Bell System. The estimates of the price elasticities vary from -0.03 to -0.44 in the short run and from -0.22 to -1.04 in the long run. The mean of the short run estimates is -0.21, while the mean of the long run estimates is -0.67. The mean of the short-run estimates in Table 1 is -0.56, while the mean of the long run estimates is -.80. Given the disparity in methodologies underlying the studies in Table 1, simple averages are obviously crude measures of a central tendency. What seems to require evaluation is whether the intra-company elasticity is closer to -.6 or to -1.3.

Several observations might be made about the estimates in Tables 1 and 2. First, to the extent that the data are from the 1950s and 1960s, there is a concern that the price elasticity coefficient may be picking up the influence of changes in the "quality" of long distance service, as well as changes in the price of such service. Specifically, conversion from operator assisted dialling to direct dialling may be seen as an improvement in the ease of making long distance calls, which would lead to an increase in the demand for long distance service at all possible prices. To the extent that real price was also declining over the period, the price variable will "pick up" some of the effect of the quality change leading to a higher absolute value for the estimated price elasticity parameter. This effect will be exacerbated by the use of lagged price terms in the estimating equation. Since such lagged terms effectively smooth out the influence of any given price change over time, they can begin to act as a proxy for time change in the estimating equation. In this regard, the Dobell, et. al. equation is of particular concern, as it employs a relatively long lag structure for the price variable when estimating the equation over the period of the 1950s and 1960s.[16]

A second concern is that a number of the models summarized in the preceding tables "control" for network size by deflating the dependent variable by total number of telephones. In effect, they assume that toll activity increases at the same rate as the number of potential originating stations, ceteris paribus. As noted above, if there are important network externalities, this assumption would be invalid, and an estimation bias could be introduced into the equations. In fact, evidence from some studies that do not introduce this constraint suggests that there are positive network externalities.[17] As noted in an earlier section, the assumption of no network externalities could introduce an upward bias to the estimated price elasticity coefficient.

A third concern is that the studies are conducted at a relatively high degree of aggregation. For example, data are pooled across milage bands and (in the Bell System studies) across business and residential subscribers. To the extent that price elasticities differ across mileage bands and across subscriber categories, the mean elasticity estimate could well be unrepresentative of the true price elasticities for any actual set

---

[16]. See R. Dobell, et. al., "Telephone Communications in Canada: Demand, Production and Investment Decisions", Bell Journal of Economics and Management Science, Spring 1972, pp.175-219. Deleting the Dobell, et.al. estimate, the average long run price elasticity estimate in Table I is -.72. As noted above, this is also a concern with the Breslaw (1980) and Fuss and Waverman (1981) estimates.

[17]. See, for example, Patricia Pacey, "Long Distance Demand: A Point - to - Point Model", Southern Economic Journal, April 1983, and John Wenders, The Economics of Telecommunications:Theory and Policy, Cambridge: Ballinger Publishing Company, 1987.

of subscribers. More recent studies tend to use more disaggregated data, and to this extent may be more reliable. In particular, recent Bell Canada and B.C. Telephone Company studies estimate price elasticities on a mileage zone basis and then aggregate across zones.

General points of agreement across the various studies might also be noted. One is the widespread acceptance of the log-linear specification. A second is the identification of "habit" formation. Specifically, full adjustments to a given price change take time. The available literature tends to suggest a four-quarter lag as encompassing the effects of a price change. A third and important point of agreement is that demand is increasingly price elastic, the greater the distance between the sender and receiver of the call. Exactly why this is so is not clear. De Fontenay and Lee (1983) attribute the relationship to the fact that prices are higher for greater distances, and that price elasticity increases with prices. In effect, they assert that the relationship is a "price" phenomenon and not a "distance" phenomenon. On the other hand, it might be argued that mail is an increasingly good substitute for calling, the greater the distance between correspondents, since there will be less urgency attached to the message. A fourth point of agreement is that residential demand is more price elastic than business demand.

In evaluating the data in Table 1, it is also useful to bear in mind that the studies focus on MTS traffic. None of the studies holds constant the potential for substitution between MTS and WATS. This has not been seen as a problem in the literature primarily because MTS and WATS price changes have tended to parallel each other. Hence, the relative price of WATS to MTS has been fairly constant over most of the sample periods and will presumably be fairly constant in the future. Furthermore, WATS is seen as a viable option only for fairly large businesses that constitute a small number of callers; however, the latter account for a disproportionate volume of long distance calling. In fact, to the extent that MTS and WATS are substitutes, on the margin, the failure to include the "real" price of WATS service in the estimating equation means that the MTS price elasticity coefficient may be interpreted as a partial elasticity- the sum of the own and cross-price elasticity with respect to WATS. As noted earlier, if MTS and WATS prices move in the same direction, the reported MTS price elasticity coefficient will be biased downwards. From a policy standpoint, the bias will be relevant if future price change relationships between WATS and MTS do not mirror past price change relationships. In a later section, we shall argue that this is a relevant concern.

Taylor (1984) raises another concern about conventionally estimated price elasticity coefficients. Namely, the impact of price changes on quantity demanded may also be indirect; i.e. they may affect demand for access which, in turn, will affect long distance calling behaviour. Take the case of a long distance price increase. It may be that subscribers, on the margin, anticipate making fewer long distance calls and therefore see less of a need for a telephone. To the extent that some subscribers drop off the network, existing subscribers will presumably make fewer long distance calls. If numbers of subscribers (in some form) is included as an explicit independent variable in the estimating equation, the estimated price elasticity coefficient will understate the true price elasticity coefficient, since the "network size" variable will pick up this indirect price effect. In fact, the magnitude of this bias is likely to be rather small, given that the price elasticity of demand for access is very low.

As noted above, in evaluating the elasticity estimates in Tables 1 and 2, perhaps the two most critical issues are the way in which potential network externalities are modelled and whether the introduction of DDD was effectively accounted for in the specification of the demand model. The latter constitutes a potential excluded variable problem in the studies containing observations from the 1960s. A third and somewhat less substantial issue relates to the level of aggregation of the studies. All else constant, it is preferable to estimate price elasticities on a disaggregated basis and then weight the estimates to obtain an aggregate elasticity, rather than estimate an overall elasticity directly from aggregated data. In fact, disaggregated estimation is constrained by limited data for specific subsets of calling activity. Nevertheless, the B.C. Telephone and (to a lesser extent) the Bell Canada studies offer disaggregated estimates. Again, the earlier studies tend to be more highly aggregated than the latter studies.

2. Assessment of intra-company price elasticity

As a general statement, studies with sample data that commence in the early 1970s and/or which do not constrain the magnitude of network externalites in the demand specification find that intra-company price elasticity is substantially less than one. Estimates from these latter studies tend to cluster in the .5 to .7 range. The Bell Canada estimates referenced in Table 1 constitute an important exception to the foregoing statement; however, it should be noted that in modifications of the model with respect to lag specifications, measures of price deflators, and so forth, elasticity estimates in the .5 to .6 range are sometimes obtained.[18]

In Table 4, we report several summary evaluations of Intra-Toll (or Intra-state) price elasticities made by leading researchers in the telecommunications area. Estimates in the .5 to .8 range tend to predominate. It is obviously extremely difficult to be precise in assessing available price elasticity estimates. It is unlikely that any of the available studies is completely free of biasses, or that some (albeit small) unreliability associated with multicollinearity has failed to creep into the studies.[19] Nevertheless, these summary results are fairly robust to different data sets.

Another test of the reliability of intra-company price elasticity estimates in the .5 to .7 range is whether the relevant models forecast accurately in out-of-sample periods. In particular, significant decreases in long-distance rates have taken place in the United States over the period of the 1980s. In Canada, a substantial decrease in long distance rates took place in intra-company tolls for Bell Canada effective January 1987. A further rate reduction took place on July 1, 1987. Unfortunately, we were unable to identify any U.S. studies that employed out-of-sample forecasting during the period of the 1980s. Bell Canada undertook a preliminary assessment of whether its model accurately forecasted the effects of its January 1987 rate change. The Company

---

[18]. See, for example, Bell (CRTC) 8 Sept. - 3719 and 3720 RRB.

[19]. For a recent evaluation of the issue of multicollinearity in the context of the Bell Canada model, see Lester D. Taylor, "Network Externality and the Demand For Residential Long-Distance Telephone Service: A Comment", University of Arizona, mimeo, March 1987. Taylor concludes that "unconstrained" modelling of potential network externalities does not raise statistically significant multicollinearity problems with the price variable.

acknowledged that the full effects of the rate reduction would probably not be felt until the end of 1987. Hence, the evaluation carried out over the first two quarters of 1987 would represent a substantial portion- but not the entire effect- of the change.[20] The Company concluded that actual revenue for the forecast period based upon its econometric model was reasonably close to the predicted revenue from the model. In fact, the model modestly overpredicted revenues, which leads Bell Canada to conclude that its price elasticity estimate as applied in the forecast was, if anything, too high.[21]

On the balance of the available evidence, we conclude that price elasticity estimates in the range of -.5 to -.7 for intra-company (overall) long distance comprise the most reliable estimates for public policy purposes. Since the overwhelming portion of existing studies have been done for Bell Canada and B.C. Telephone, this range estimate is most reliably applied to those two companies. Intra-company price elasticity estimates might differ for other carriers in Canada. At least two possibilities arise in this regard: 1. the average distance per call might vary across provinces; 2. the mix of residential versus business subscribers might vary across provinces. As noted above, longer distance calls, on average, are characterized by higher price elasticities. And residential subscribers have higher price elasticities of demand than their business counterparts.

In the absence of detailed information on distance characteristics and the composition of the subscriber base for the various Telecom Canada members, it is not possible to be definitive about whether or not individual Canadian carriers would provide exceptions to the suggested price elasticity range. Dobell, et. al. (1972) conclude (on the basis of econometric tests) that the overall demand for telephone service is homogeneous across geographic regions in Canada. While we have questioned the reliability of the price elasticity estimates developed in the Dobell study, there is less reason to be concerned that results are less reliable for one region than another; however, it should be noted that the Dobell, et.al. finding of homogeneity applies to all calling, i.e. local and toll. Local service calling patterns are likely to be more homogeneous than long distance calling patterns. In this regard, however, Griffin (1982) concludes that long distance price elasticities are statistically equivalent for the various individual states comprising his sample. The available evidence therefore admits only a cautious acceptance of the hypothesis that intra-company price elasticity coefficients are equal across Canadian carriers.

3. Assessment of inter-company price elasticity

The econometric issues underlying an evaluation of inter-company price elasticities parallel those discussed in the context of intra-company price elasticities and therefore will not be reviewed again. We merely reemphasize that earlier studies may be less reliable than later studies in that the former probably do not satisfactorily handle the effects of the introduction and spread of DDD. Furthermore, later studies tend to be

---

[20].See Bell Canada, Response to Interrogatory, Bell (CBTA) 8Sept87-703 RR88.

[21]. It might be noted that a relatively recent U.S. study concluded that the price elasticity of demand for long distance service was constant over the period of the late 1970s. See James Griffin, "The Welfare Implications of Externalities and Price Elasticities For Telecommunications Pricing", The Review of Economics and Statistics, February 1982, pp.59-66.

less restrictive in the specification of potential system externalities. However, there are a limited number of recent inter-company studies which makes the assessment of price elasticity for this category of calling more problematic than in the case of intra-company long distance.

Also more problematic is the seemingly greater divergence in results for inter-company price elasticities. In particular, the two most detailed (in their level of disaggregation and overall sample size) studies are the AT&T RES study and the Telecom Canada (1984) study. Comparison between the two studies is difficult, since the latter does not provide an aggregate price elasticity estimate; however, it is clear that most of the Trans Canada estimates lie below the boundary estimates from the AT&T study. As suggested by Table 4, there is also some diversity in the assessments of industry experts. However, the pattern of opinion in Table 4 is consistent with the reasonable conclusion that the price elasticity for inter-company calling should be higher (in absolute value) than the price elasticity for intra-company calling, primarily because the average distance per call should be greater for inter-company calling.

The DeFontenay and Lee study cited in Table 3 deserves to be considered seriously since it employs a relatively disaggregated data base. The estimates shown in the table represent approximations based upon values of relevant independent variables at the beginning and end of 1979. Without going into detail, the authors claim to use an approximation to a translog demand function which, in effect, allows price elasticity to vary with the absolute price level. This represents an interesting alternative to the ubiquitous double log function. Unfortunately, the study is seriously flawed in a number of respects. One major problem is that it is not correctly specified as a translog function. Rather, the authors basically add several ad hoc terms to a log-linear model without worrying about whether the estimating equation is consistent with a translog (indirect) utility function and whether properties such as symmetry and "adding-up" are satisfied.[22] A more familiar concern is that (by deflating by main stations) the assumption of insignificant network externalities is maintained. The authors argue strongly on theoreti al grounds that network externalities should be insignificant in a mature telephone system; however, we noted earlier our position that the issue of externalities is ultimately an empirical one, and that the evidence, on balance, supports the existence of such externalities. For these reasons, there are reasons to be concerned about the reliability of the DeFontenay and Lee estimates.

The AT&T estimates reported in Table 3 reflect the presence of OCCs (Other Common Carriers). Specifically, the -0.74 estimate holds constant the price and quantity levels of OCC and OUTWATS services. The -0.92 estimate allows consumers to migrate among services, while still assuming no change in OCC and OUTWATS prices. It seems reasonable to presume that the presence of competition in the U.S. environment (not yet present in Canada) accounts (to some extent) for the higher estimated elasticity for the AT&T system compared to the Telecom Canada system. That is, all other things constant, price elasticity for an individual carrier will be higher the greater the number of competitors the carrier faces. Nevertheless, one should be careful in applying this explanation too enthusiastically in light of evidence that residential

---

[22]. A correct procedure would be to define a translog utility finction from which (using Shepherd's Lemma) share equation(s) would be derived for the commodity. The share equations would then be estimated statistically. Elasticity would then be calculated from the parameters of the share equation.

consumers and small businesses apparently require substantial price discounts before considering a switch away from AT&T.[23]

Another consideration that may be relevant in the AT&T - Telecom Canada comparison is the fact that the federal government and assorted public sector organizations, e.g. Crown Corporations, are major users of long distance service in Canada relative to public sector use of the telephone system in the U.S. To be sure, much of the federal government's calling is done on the government's GTA network using private lines and WATS lines. Nevertheless, there is a significant amount of public sector initiated MTS traffic. It seems plausible to assume that the price elasticity of demand will be lower for public sector organizations than for private sector organizations.

In short, there are plausible theoretical reasons for the higher AT&T estimated elasticities, although it is impossible on the basis of the information available to establish whether the reasons are a sufficient explanation of observed differences between AT&T and Telecom Canada results. The Telecom Canada estimates in the longer mileage bands are quite sensitive to the specification of several important variables, most notably the income variable. This sensitivity raises concerns about the precision of other coefficients in the model. Furthermore the potential bias associated with ignoring the potential substitutability between WATS and MTS would appear to be more relevant in the inter-company model. Nevertheless, it seems prudent to infer that the higher AT&T elasticity is not entirely a statistical artifact.

Given the less robust nature of the available evidence for inter-company price elasticities, it seems prudent to posit a wider range of preferred values than in the case of intra-company elasticity estimates. On the basis of the evidence reviewed, we suggest a range of -0.55 to -.85 for inter-company price elasticity estimates in the Canadian context. The caveat must again be raised that this represents an average across the Telecom Canada system, and may not apply to traffic patterns across specific adjacent provinces.

d) Assessment of Canada-U.S. and Canada-International price elasticities

There is very limited available evidence on international calling patterns and particularly on price elasticity patterns in this sector. Several conjectures seem plausible. One is that calls made outside of North America will travel longer distances, on average, than calls within Canada or from Canada to the U.S. All other things constant, this suggests that international calls should be characterized by a higher price elasticity than calls within Canada. It also seems plausible that substitutes for long distance calling outside of Canada should be greater than for calls within Canada. In particular, telegraph and telex may be more relevant substitution alternatives in the case of international calling. However, given an assumption that the bulk of Canada-U.S. calling is North-South and given the concentration of Canadian businesses along the U.S. border, Canada-U.S. calling patterns may resemble inter-company business

---

[23]. See Harold Sonenklar and Martin G. Taschdjian, The Economics of Residential AT&T - OCC Choice, Response to Interrogatory, Bell (CRTC), 20 Mar 87-713 e)RRB.

calling patterns within Canada and the U.S.[24] However, Canadian governments are likely to be much less intensive callers in the case of Canada-U.S. long distance calling. To the extent that public sector organizations have lower price elasticities than their private sector counterparts, another reason exists to expect Canada-U.S. and Canada-international price elasticities of demand to be higher than intra-company and inter-company estimates reviewed in previous sections.

Empirical results for international calling outside of North America are especially speculative given that capacity constraints probably have a significant influence on the observed quantity of calling. In effect, there is a potentially major identification problem associated with this set of long distance services. As well, for much of the post-war period, direct calling outside of North America was not possible. As a result, changes in the ease of calling internationally may have an important influence on demand. Yet it is very difficult to incorporate the time required to initiate and complete an international call into a measure of the costs of such a call.[25] The implication is that empirical estimates of price elasticity for international calling are likely to be much less reliable than those for intra-company and inter-company long distance.

There is also the issue of how to model potential network externalities in cross-border and international calling. Certainly one can argue that such externalities exist as in the case of intra-company and inter-company toll calling; however, given the much more limited subset of Canadian subscribers who place international calls, the modeling of the relevant size of the potential community of interest is likely to be different than in the case of intra and inter company calling.

The greater uncertainty surrounding international calling price elasticities is illustrated by Taylor's (1980) summary estimate that such price elasticities lie in the range of .6 to 1.2. This uncertainty is compounded by a relatively recent finding that the assumption of homogeneity of degree zero is seriously violated in the case of international long distance telephony.[26] This assumption is fundamental to demand analysis and is consistently maintained in studies of intra-company and inter-company long distance calling. Another study concludes that the price elasticity of demand for international telephony was highly unstable over the period 1964 to 1973. Specifically, the price elasticity for international calls originating in the U.S. was estimated to be -.098 over the period 1964-68 and -1.718 over the period 1969-73.[27] The authors ascribe this substantial increase to the existence of supply constraints in the earlier period. While the hypothesis of a supply constraint is a plausible one, the magnitude of the bias seems questionable. What the parameter instability seems to reinforce is the

---

[24]. The presumption here is that the bulk of Canada-U.S. and Canada-international telephony is related to business calling.

[25]. This point is discussed in more detail in Taylor, 1980, op. cit., pp.145-147.

[26]. See William R. Schultz and John E. Triantis, "Pooled Regression Applied To International Telephone Demand", Telecommunications Journal, Vol. 49, 1982, pp.777-781.

[27]. See John Rea and Gerald Lage, "Estimates of Demand Elasticities For Telecommunications Services", The Journal of Industrial Economics, Vol.XXVI, No. 4, June 1978, pp.363-381.

limited success so far achieved in modeling and estimating demand functions for international telephony.

In light of the uncertain nature of the available evidence, it seems prudent to suggest a relatively wide range for the suggested price elasticity of demand for international telephony. Taylor's suggested range of -.6 to -1.2 seems a realistic evaluation of the likely price elasticity of demand for international long distance.

With respect to Canada - U.S. calling, one major study estimates the price elasticity coefficient to lie in the -.6 to -.7 range,[28] Another study estimates the coefficient to be somewhat greater (in absolute value) than -1.[29] These estimates seem plausible in light of results for inter-company calling reviewed earlier. Hence, for Canada-U.S. calling, we suggest the use of a range of price elasticity estimates of -.65 to -1.

5. Assessment of WATS and Operator-Handled Service

The preceding estimates of the price elasticity of demand for long distance service are for Message Toll Service (MTS). Hence, they include DDD calls as well as operator-assisted calls. For the recommended elasticities, DDD calls comprise the overwhelming bulk of MTS traffic. Existing studies do not provide reliable separate estimation of DDD and operator-assisted calls. Furthermore, since a large percentage of operator-assisted calls are for international calls, differences in elasticities between the two calling categories will be influenced by differences in the average distance per type of call. One might speculate that for any given subscriber calling over a given distance, the price elasticity of demand for DDD is higher than for operator-assisted calls, since the latter involves the implicit cost of time spent communicating with the operator. Moreover, a significant portion of operator-assisted calls may involve the reversal of charges to the receiving party. Unfortunately, it is not possible to be more definitive on this point.

With respect to WATS, Taylor notes that the empirical literature is very sparse.[30] In the three studies cited by Taylor, the own price elasticity for WATS (inward and outward) ranges from -.33 to around -1.00. It should be noted explicitly that the own price elasticity is the proportionate relationship between the quantity demanded

---

[28]. See R.F. Craver, "A Demand Analysis Study of Telecommunications Between Canada and the United States", unpublished paper, AT&T Long Lines Overseas Economic Research, January and April 1976.

[29].See R. Khadem, "An Econometric Demand Model of Canada-U.S. Voice Telecommunications", Computer Communications and Network Services, Ottawa: Bell Canada, 1973.

[30]. See Taylor, op. cit., 1980.

TABLE 1

Estimates of Price Elasticity of Demand for Long-Haul Toll Calls [Intra-Company]

	Study and Type of Demand		Dependent Variable	Price Elasticity Short-Run	Price Elasticity Long-Run	Type of Data	
1.	Dobell, et. at.	(1972)	PDR (Residential)	-0.30	-1.90	TS : A	Bell Canada
2.	Rash	(1972)	PDR (Residential)	na	-0.94	TS : M	Bell Canada
2.	Waverman	(1974)	PDR/T (Residential	na	-1.16	TS : A	Bell Canada
4.	Waverman	(1974)	PDR/T (Business)	-1.20	-1.35	TS : A	Bell Canada
5.	Kwok, Lee and Pearce	(1975)	Messages (Residential/ Business)	-0.18	-0.41	TS : Q	Bell Canada
6.	Breslaw	(1980)	PDR (Residential/ Business)	na	-1.30	TS : A	Bell Canada
7.	Fuss and Waverman	(1981)	PDR/Person (Residential/ Business)	na	-1.39/-2.05	TS : A	Bell Canada
8.	Griffen	(1982)	Messages (Residential/ Business)	na	-0.60	TS/CS : Q	Individual States
9.	Scott	(1986)	Minutes/Main Station				
			a) Residential		-0.52	TS : M	B.C. Tel
			b) Business		-0.23	TS : M	B.C. Tel
			c) Residential/Business		-0.60	TS : M	B.C. Tel
10.	Bell Canada	(1986)	PDR				
			a) Peak (Mostly Business)		-0.44)		
			b) Off Peak (Mostly Residence)		-0.43) *	TS : Q	Bell Canada
					-0.06)		
11.	Bell Canada	(1987)	PDR		-0.43		
			a) Peak		-0.47	TS : Q	Bell Canada
			b) Off Peak		-0.06		

Sources:

Lester Taylor, Telecommunications Demand: A Survey and Critique, Cambridge: Ballinger Publishing Company, 1980, P. 99 and author's review of studies.

a) na: not available b) PDR: price-deflated revenues c) M: monthly
d) A: annual e) Q: quarterly f) TS: time series
g) C.S.: cross-section * Weighted average of -0.46 using 1984 revenue share weights.

TABLE 2

Estimates of Price and Income Elasticities of Demand for Intrastate Toll Calls (Bell System)

State	Dependent Variable	Price Elasticity		Income Elasticity		Form of Model	Remarks
		Short-Run	Long-Run	Short-Run	Long-Run		
State A-1	M	(−0.16)		(0.92)		Linear	Total toll includes interstate; estimated by Durbin Two-Stage Method; chain toll price index
State A-2	M/MT	−0.15	−0.22	0.58	0.86	Log Koyck	CPI separate variable Chain toll price index
State A-3	M/MT	(−0.12)		(0.86)		Linear	Total toll includes interstate; estimated by Durbin Two-Stage Method; chain toll price index
State B-1	M/T	−0.32	−0.60	0.63	1.18	Log Koyck	Chain roll price index
State C-1	M	−0.07	−0.14	0.24	0.53	Log Koyck	Average number of telephones less residential extensions included as predictor
State D-1	PDR	−0.35	−0.45	0.31	0.40	Log Koyck	Chain toll price index time included as predictor
State E-1	M/MT	−0.03	−0.85	0.05	1.40	Log Fl-Adj	
State E-2	M/MT	−0.21	−0.73	0.19	0.65	Log Koyck	
State E-3	M/MT	−0.17	−1.04	0.09	0.55	Log Fl-Adj	
State E-4	M/T	−0.26	−1.04	0.14	0.56	Log Koyck	
State E-5	M/MT	−0.13	−0.81	0.21	1.28	Log Koyck	
State F-1	PDR/POP	−0.14	−0.62	0.21	0.91	Log Koyck	Main telephones per capita included as predictor
State G-1	PDR/POP	−0.16	−0.56	0.80	2.71	Log Koyck	Telephones less residential extensions per capita included as predictor
State H-1	PDR	−0.37	−0.50	0.63	0.88	Log Koyck	Time and price of other telephone services included as predictors; chain toll price index
State I-1	M/T	−0.44	−0.84	0.19	0.36	Log Koyck	Chain toll price index
State I-2	PDR/POP	−0.29	−0.64	0.24	0.54	Log Koyck	Chain toll price index; telephones less residential extensions per capita included as predictor
State I-3	M/T	−0.35	−0.96	0.31	0.81	Log Koyck	Chain toll price index
State I-4	M/T	(−0.59)		(0.52)		Double Log	Chain toll price index; estimated by Cochrane-Orcutt
State J-1	PDR/POP	−0.14	−0.23	0.24	0.58	Log Koyck	Telephones less residential extensions per capita included as predictor; also weather
State K-1	PDR/T	−0.21	−0.91	0.39	1.70	Log Koyck	
State L-1	M	−0.20	−0.39	0.45	0.85	Log Koyck	Households included as predictor
State L-2	M	−0.23	−0.43	0.59	1.12	Log Koyck	Households included as predictor
State M-1	PDR/POP	−0.12	−0.69	0.47	2.77	Log Koyck	First class postal rate included as predictor

TABLE 2 - Continued

State	Dependent Variable	Price Elasticity		Income Elasticity		Form of Model	Remarks
		Short-Run	Long-Run	Short-Run	Long-Run		
State M-2	PDR/POP	—0.17	—0.83	0.46	2.23	Log Koyck	First class postal rate included as predictor
State N-1	PDR/POP	—0.14	—0.82	0.33	2.01	Log Koyck	Change in insured unployment rate included as predictor
State N-2	PDR	—0.24	—0.86	0.60	2.10	Log Koyck	
State N-3	PDR/POP	—0.15	—0.79	0.44	2.35	Log Koyck	
State N-4	PDR/POP	—0.13	—0.91	0.36	2.52	Log Koyck	
State O-1	PDR/POP	—0.07	—0.84	0.23	2.65	Log Koyck	First order transformation; unemployment rate included as predictor
State R-1	PDR/POP	(—0.21)		(0.59)		Linear	Dependent variable first difference
State Q-1	PDR	—0.31	—0.37	1.08	1.32	Log Koyck	Dependent variable includes private line & WATS; second order GLS transformation; chain total toll price index

Symbols: M: messages; MT: main telephones; T: telephones less residential extensions; PDR: price-deflated revenues; POP: population; Fl-Adj: Houthakker-Taylor flow-adjustment model.

TABLE 3

Estimates of Price Elasticity of Demand for Long-Haul Toll Calls [Inter-Company]

	Study and Type of Demand		Dependent Variable[a]		Price Elasticity Short-Run	Price Elasticity Long-Run	Type of Data	
1.	Dobell, et. at.	(1972)	PDR		-0.11	-2.57	TS : A	Trans Canada
2.	AT&T (LDI)	(1973	Messages		na	-0.4 to -0.5	TS :	Bell System
3.	Khadem	(1973)	PDR		-1.28	-2.58	TS : Q	Trans Canada
4.	Davis, et.al.	(1973)	PDR		-0.88	-1.03	TS : Q	Bell System
5.	Kwok, Lee and Pearce	(1975)	Messages		-1.70	-2.71	TS : Q	Trans Canada
6.	Pacey	(1983)	Messages			-.24	TS/CS : SA	13 City Pairs
7.	DeFontenay and Lee	(1983)	Minutes/Main Station			-0.94/-1.48	TS : Q	B.C./Alberta
8.	AT&T [RES]	(1987)	Minutes			-0.74/-0.92 **	TS : Q	Bell System
9.	Telecom Canada	(1984)	PDR	Discount Period*		-0.45	TS : Q	Trans Canada
						-0.76		
						-0.89		
				Full Price Period*		-0.24		
						-0.35		
						-0.54		

a) Estimates are for business/residential unless otherwise indicated.

* Corresponds to three separate mileage bands.

** Corresponds to assumptions about migration of traffic to OCCS.

TABLE 4

Summary Estimates From Outside Sources

	Source		Dependent Variable	Price Elasticity Estimates	
1.	Taylor	(1983)	Conversation minutes (Business/ Residential)	Interstate Interstate International	-0.65 (±0.15) -0.75 (±.20) -0.90 (±.30)
2.	Peat Marwick	(1984)	Calls (Business/ Residential)	Intra - Toll Inter - Toll	-.75 -1.28
3.	Perl	(1985)	Conversation minutes (Business/ Residential)	Intra LATA Inter LATA Interstate	-0.5/0.65 -0.64/0.83 -0.60/0.84
4.	Breslaw and Smith	(1982)	Messages (Business/ Residential)	Bell Canada	-1.2/2.0
5.	Wenders	(1987)	Business/ Residential	Interstate	-1.0

of a good and the price of that good. The cross-price elasticity is the proportionate relationship between the quantity demanded of a good and the price of a related good or service. The wide differences in statistical methodologies across the studies make it relatively pointless to attempt a reconciliation of the findings. What does seem consistent across the studies is a finding that the demand for WATS is more price elastic than the demand for Business MTS.[31] The latter finding would be consistent with WATS and MTS being strong substitutes for larger business subscribers who can justify WATS (or Private Lines), whereas smaller business subscribers cannot justify bulk facilities. In effect, across all business subscribers, MTS is more substitutability for WATS than is WATS for MTS. The greater substitutability surrounding WATS could, in turn, account for its higher price elasticity of demand.

INDIRECT EVIDENCE FROM THE U.S. EXPERIENCE

In the past few years, dramatic reductions in both nominal and real long distance rates have taken place in the United States.[32] These reductions offer another potential "laboratory" in which the quantity responses to significant price changes can be observed. Unfortunately, we were unable to identify any studies that isolate the price change influence on changes in quantity demanded from other potential influences. This is particularly unfortunate since there is suggestive evidence that long distance traffic volume increased at an unexpectedly rapid rate in the past few years. For example, Buckalew points out that in June 1984, there was a 6.5% reduction in toll message rates; in 1985, there was an increase in messages of about 18%. Normal growth was 7-10%.[33] As another example, the Federal Communications Commission has said that local U.S. telephone companies are underestimating how much profit they make from long- distance calls and has ordered rate cuts in 1988. The FCC concluded that the companies had seriously underestimated the likely volume of long distance calls in 1988. The FCC sees the number of calls growing by 14% annually, while the phone companies project an increase of only 3.6%.[34]

---

[31]. This finding is also reported in A. Noel Doherty, "Empirical Estimates of Demand and Cost Elasticities of Local Telephone Service", In Patrick Mann and Harry Trebibg, eds., Changing Patterns in Regulation, Markets and Technology: The Effects on Public Utility Pricing, East Lansing: Michigan State University, 1984, pp.115-141. A recent study for the U.S. reports own price elasticity for WATS service that approach or exceed -1.00. Cross-price elasticities with respect to MTS approach or exceed +1.00. See James M. Griffen and Bruce L. Egan, "Demand System Estimatation in the Presence of Multi-Block Tariffs: A Telecommunications Example", The Review of Economics and Statistics, August 1985, pp. 520-524.

[32]. For example, AT&T slashed its interstate long distance rates by approximately 36% over the period 1983-1987. See Barron's, January 4, 1988, p.7.

[33]. See Testimony of Allen G. Buckalew On Behalf of the National Anti-Poverty Organization Before the CRTC, August 1987.

[34]. See The Globe and Mail, December 26, 1987, B13.

One hypothesis that might be posited is that telephone company estimates of the price elasticity of demand for long distance service are too low, for one reason or another. As noted in an earlier section, evidence suggests that elasticity estimates are relatively stable through the 1970s; however, this does not preclude the possibility that demand became more price elastic in the 1980s, although it is not clear why this would be the case.[35] Another hypothesis is that other variables influencing the position of the demand curve for long distance service changed over the period at a faster rate than was forecast by the telephone companies. As a result, the demand curve for long distance service may have shifted outward at a faster rate than anticipated. At any set of prices, long distance revenues would grow at a faster rate than had been forecast.

The latter hypothesis focuses attention on environmental factors that may have been unexpectedly different in the mid-1980s than in earlier periods. One plausible candidate in this regard is a change in the mix of customers for long distance service. Specifically, an increase may have taken place in the growth of intensive long-distance users relative to non-intensive long distance users related to the increase in U.S. service sector industries compared to primary and manufacturing industries. The relevance of this hypothesis is suggested by the data in Table Five; where Canadian data are used as a proxy for U.S. distributions.

Table 5
Leading Industrial Users of Telecommunications in Canada

Sector	% Expenditures Devoted to Telecom.
1. Radio & TV Broadcasting	5.2
2. Health Services	3.0
3. Banks and Credit Unions	2.8
4. Railway Transport	2.7
5. Misc. Services to Business	2.4
6. Advertising Services	2.3
7. Wholesale Trade	2.1
8. Other Financial Institutions & Real Estate	2.0
9. Construction and Other	2.0
10. Insurance	1.7

Source: Federal - Provincial Examination of Telecommunications Pricing and the Universal Availability of Affordable Service, Ottawa, 1986, p.303.

The top ten industries spent $2.46 billion on telephone and telegraph services in 1981. This represents about 62% of the approximately $4 billion spent by the 189

---

[35]. If anything, one would anticipate that demand would be increasingly less price elastic at lower prices. A more complete assessment of the potential relationship between entry conditions and the price elasticity of demand for toll service is provided in a later section of this report.

industry sectors included in the Statistics Canada Input-Output Tables.[36] A number of the industries listed in Table 5 enjoyed substantial growth in the mid-1980s, especially those in the financial and business services sectors. This growth was related to (among other things) the upsurge in capital markets activity and the overvalued U.S. dollar which suppressed manufacturing activity in favour of service activity.

The share of total GNP originating in the 10 industries listed in Table 5 was calculated for the United States. This percentage increased only slightly from 1970 to 1975; i.e. 31.7% to 31.9%. By 1980, the share had increased to 34.3%. In 1985, the share was 35.3% and 35.9% in 1986. A more dramatic increase between 1980 and 1985 took place in the share of GNP accounted for by all businesses in the services and finance, insurance and real estate sectors; i.e. from 29% to 32%. This share rose to 33% in 1986. The latter share was also relatively stable over much of the 1970s. The shift that took place in the industrial mix of businesses in the 1980s could well be contributing to a faster than anticipated growth in long distance traffic, since existing models generally do not hold constant the demographics of subscribers.

Another possibility is that the sharp reductions that did take place in public long distance rates encouraged a migration of traffic away from private networks and virtual private networks, especially since private line rates remained virtually unchanged over the past few years. In effect, any unexpected increases in demand might be reflecting the influence of cross-price elasticities between private and shared private networks and the public switched network. Since private networks for switched long distance service are not allowed in Canada, this influence may not be relevant to decreases in Canadian MTS rates. In any case, the evidence is quite fragmentary and anecdotal regarding the recent U.S. experience with growth in long distance traffic. The point remains that there is no evidence, of which we are aware, that reliably demonstrates that recent growth patterns contradict the price elasticity estimates suggested in an earlier section of this report.

---

[36]. See Federal-Provincial Examination of Telecommunications Pricing and the Universal Availability of Affordable Telephone Service, Ottawa, 1986, p.303.

MARKET ENTRY AND ELASTICITY OF DEMAND

The purpose of this section is to consider whether the overall price elasticities of demand for long-distance service summarized in the preceding section can be expected to change under different scenarios of competitive entry. It should be stressed that we are concerned with the overall market demand for long distance and not the demand facing any individual service provider or group of service providers.

1. Factors Affecting Price Elasticity

On the surface, it would not seem that any systematic relationship would exist between overall price elasticity of demand and numbers of suppliers, **per se.** Economists typically perceive market price elasticity of demand to depend upon: 1. the availability of close substitutes for the product in question;
2. the share of the consumers' budget dedicated to purchases of the product in question ; 3. the degree to which buyers are well informed about alternatives in the marketplace, especially the availability of comparable products at lower prices; 4. the motivation of decision-makers to minimize the cost of purchasing a given good or service. Price elasticity is expected to increase with an increase in the number of substitutes. It will also increase to the extent that buyers are better informed about alternatives in the marketplace and to the extent that decision-makers are highly motivated to be efficient buyers. Finally, the greater the relative importance of a product in consumers' budgets, the lower the anticipated price elasticity of demand, ceteris paribus.[37]

The first factor, i.e., the availability of close substitutes will, in turn, depend upon a number of considerations. For example, where buyers seek custom designed or differentiated products, demand will be less price sensitive, all other things constant. This is because the availability of "standardized" substitutes will be of less interest to such purchasers than to buyers who have "median" tastes, or who can use standardized products with no loss of efficiency or utility. In a related vein, when the penalty for purchasing an inappropriate or unsatisfactory product is relatively high, consumers will be relatively "brand loyal" and will be loathe to switch suppliers, possibly even in the face of significant price discounts.

Information about product prices and other attributes will also depend upon several factors. Perhaps most important is the nature of the product in question. When the product is a reputation good, i.e. it is chosen on the basis of the recommendations of others, the "quality" of information available to the typical consumer could decline with an increase in the number of potential suppliers. On the other hand, if the product is a "search" good, i.e. price and other qualitative attributes can be identified by inspection or limited use, an increase in the number of suppliers should lead to consumers enjoying more usable market information for the same outlay of effort. The first relationship is premised on the notion that buyers typically turn to friends, family and/or close acquaintances when seeking information about reputation goods. The greater the number of potential sellers, the less information any individual source will have about overall market opportunities. The second relationship is premised on the notion that the distribution of seller attributes will more closely approximate a normal

---

[37]. See Michael Porter, Competitive Strategy, New York: The Free Press, 1980, pp.116-117.

distribution as the number of sellers increases. Hence, buyers can reduce their effective search costs by more effective random sampling. Perhaps a more practically relevant premise is that intermediaries will enter the market to "broker" information between buyers and sellers when there is a sufficient critical mass of both, and when the major attributes of the product in question do not have to be experienced to be understood.[38]

Finally, the motivation of buyers to "optimize" their purchases from the perspective of striving to equate the marginal products of inputs - or marginal utilities of outputs - to prices, on the margin, will presumably depend upon the pressures that decision-makers face to maximize wealth. For example, where business purchases compete in contestable markets, they have no option but to strive for maximum efficiency. Such buyers should be highly sensitive to relative price differences between different classes of products.

2. Entry and Factors Affecting Price Elasticity

In light of the factors identified in the preceding section, entry of new competitors can potentially influence the overall price elasticity of demand for MTS if such entry affects the information available to consumers, if entry affects the "brand loyalty" of buyers and/or if entry encourages an expansion in the number of potential buyers.

The terms of reference for this study identified several possible entry scenarios:

1. A limited number of facilities-based entrants into the MTS market;
2. Besides a limited number of facilities-based carriers, resellers are allowed to operate in the MTS segment of the market, including the diversion of Canada-Canada traffic through the U.S.[39]
3. There are no restrictions on who can provide MTS either as a facilities based carrier or as a reseller.

A. Entry and Information

The first issue considered is how entry is likely to affect the quantity and quality of information available to purchasers of MTS. This issue hinges on whether purchasing telephone service is a "reputation" good or a "search" good; that is, can subscribers evaluate potential suppliers on the basis of characteristics that can be specified and verified largely on an ex ante basis, or does information have to come either from

---

[38]. For a model linking consumer information, number of sellers and type of product, see Mark A. Satterthwaite, "Consumer Information, Equilibrium Industry Price, and The Number of Sellers", The Bell Journal of Economics, Vol. 10, No. 2, Autumn 1979, pp.483-501.

[39]. Currently, resale of MTS traffic within Canada is prohibited by the CRTC; however, resellers have established operations in Canada whereby traffic is routed on FX lines to switches located in the United States and then carried on facilities provided by U.S. carriers. These calls "off-end" on local exchanges in the U.S. The Canadian caller thereby realizes cost savings on the U.S. portion of the call, although he/she will have to make a toll call to access the reseller's switch.

direct use or indirectly from the experience of reliable acquaintances or friends?

Brief consideration of the issue suggests that telephone service is much closer to being a search good than a reputation good. Specifically, while the quality of transmission and related factors are obviously important, a minimum acceptable quality of the signals carried is easily achieved by all North American carriers for the bulk of MTS traffic; i.e. voice service. Technical standards would presumably apply to all new facilities based carriers, so there is no reason to believe that technical quality would be an important attribute distinguishing one supplier from another for the bulk of telephone subscribers.[40] A major distinguishing characteristic might be the access available to the "local loop" that specific carriers enjoy. This would presumably be less of an issue, the more equal the distribution of access to the network; however, even if equal access was not immediately available to all competitive long distance service providers, differences across suppliers would be readily identifiable by subscribers. That is, subscribers could easily be informed as to local exchanges that were not accessible through particular carriers and/or differences in access codes required to use specific long distance services.[41]

Supporting evidence that long distance telephone service under competition would largely be characterized as a search good is provided by the U.S. experience. Competition between AT&T and the " other common carriers" (OCCs) has largely proceeded on the basis of price. As one relatively recent study notes: "The OCCs set their prices below AT&T, usually a discount of 20 - 30 per cent, and market their services primarily on the basis of a difference in price."[42] The primary initial target for the OCCs were business subscribers, and within that group, small and medium sized customers.[43] By targeting customers, competitive suppliers can more cheaply and easily insure that customers are well aware of changes in relevant long distance prices. In this regard, evidence from the United States suggests that business subscribers are relatively well informed about discount pricing options; however, among residential subscribers, surveys have revealed that a large percentage are unaware of precisely

---

[40]. Subscribers whose traffic flows consist of large amounts of data may be more selective about the speed and accuracy with which their traffic is transported on the telecommunications network; however, there are well established technical specifications for data networks, and sophisticated business subscribers should be readily able to establish whether or not the data services offered by specific subscribers meet acceptable standards. In any case, the increasing use of fibre optics and digital switches is increasingly making voice and data traffic indistinguishable from a technical standpoint.

[41]. There is nothing in the U.S. experience with competitive long distance service, of which we are aware, which gainsays a conclusion that subscribers were well informed about differences across competitive carriers in access conditions to the network.

[42]. See Government of Ontario, Ministry of Transportation and Communications, Communications Division, Recent Developments in Telephone Service In The United States, mimeo, January 1986, p.27. More recently, the gap between OCC and AT&T prices has decreased significantly.

[43]. Ibid., p.27

when discount periods begin and end.[44] We interpret the foregoing evidence as suggesting that while telephone companies may need to do a better job in informing residential customers about long distance price changes, the basic information can be readily communicated on an ex ante basis. In short, the Satterthwaite model, which demonstrates that new entry can cause the market demand for a reputation good to become less elastic, does not appear to be particularly relevant for the telephone industry.

B. Entry and Customer Brand Loyalty

A class of models has been recently developed which suggests how the entry of new firms, over time, might contribute to an increase in the typical customer's brand loyalty and (consequently) to a reduction in overall (market) price elasticities of demand.[45] In these models, there are two classes of customers: one class is effectively "captive." That is, it has strong brand loyalty to a particular producer. The second class has no brand loyalty and will simply buy from the supplier offering the lowest price. It is reasonable to believe that new entrants who focus on price as a competitive weapon will seek out the least brand loyal customers as their initial target market. That is, they will target the segment of the market having the highest price elasticities of demand.

With an increase in the number of entrants, the "pool" of price sensitive customers will be spread over an increasing number of firms. Each firm will, therefore, have a smaller probability of attracting new customers by offering price reductions. In this environment, entrants as well as incumbent firms may come to stress non-price vehicles of competition more intensively including advertising and promotion, as well as other more substantive forms of product differentiation.[46] To the extent that customers come to place more emphasis on non-price attributes of suppliers and less on price differentials, their price elasticities of demand will become smaller. Since the price elasticity of market demand equals the weighted average price elasticity of demand for individual consumers, decreases in the price elasticities of demand for large classes of customers would presumably lead to a lower overall price elasticity of demand.

---

[44]. See Government of Ontario, Ministry of Transportation and Communications, Discount Pricing Programs in Telecommunications: The U.S Experience, Toronto: Communications Division, mimeo, January 1986.

[45]. See Robert W. Rosenthal, "A Model In Which An Increase In The Number of Sellers Leads to a Higher Price", Econometrica, Vol. 48, No. 6, September 1980, pp. 1575 - 1579; Robert W. Rosenthal, "A Dynamic Oligopoly Game With Lags In Demand: More on the Monotonicity of Price In The Number of Sellers", International Economic Review, Vol. 23, No. 2, June 1982, pp.353-360, and Abraham Hollander, "On Price-increasing Entry", Economica, Vol. 54, August 1987, pp.317-324.

[46]. The studies referenced in the preceding footnote develop an argument to explain why average price may increase when entry occurs. However, it would seem that the basic model could be extended to infer that non-price competition may become more prominent under the conditions of the model.

The foregoing argument is highly speculative, particularly when applied in the context of the telecommunications industry. Specifically, there is evidence suggesting that different categories of subscribers have differing degrees of brand loyalty to their common carrier.[47] This suggests that entrants will target segments of the market as part of a competitive strategy; however, there is no reliable information that indicates how customers might trade-off lower prices for other features such as additional services.[48] Therefore, there is no established basis for inferring that competition will increasingly stress non-price marketing attributes. The experience with entry in the U.S. industry suggests that price has remained the most significant competitive weapon. This is particularly true in the resale segment of the industry.[49] Nevertheless, observers have argued that, at least for business subscribers, non-price considerations have been important in encouraging bypass of the established common carrier facilities in both the toll and local sectors.[50]

In sum, neither theory nor the historical experience of the telecommunications industry allows one to dismiss out-of-hand the possibility that competition in MTS will increasingly emphasize non-price attributes, and that customer segments will become increasingly less price sensitive as a result. However, the specific experience with competitive entry in the United States indicates that OCCs and resellers primarily built their competitive strategies around selective price discounting. Hence, we would not see this potential argument as qualifying in any significant way the set of price elasticities of demand proposed in an earlier section.

C. Altering the Composition of Customers

Another possible influence on the overall price elasticity of demand for MTS is a change in the composition of subscribers. In this context, we are concerned with a systematic change in the composition of subscribers that is directly associated with entry into this segment of the industry, rather than any changes that might be associated with broad macroeconomic or technological factors.

In fact, entry that results in lower prices for MTS relative to substitute long distance services could encourage a migration of traffic away from the substitute services to MTS. To the extent that the price elasticity of demand for (former) users of the substitute services differs from the price elasticity of demand for incumbent MTS users, the new "average" price elasticity of demand for MTS will differ from the old average price elasticity of demand.

---

[47]. See, for example, Harold Sonenklar and Martin G. Taschdjian, The Economics of Residential AT&T - OCC Choice, Response to Interrogatory, Bell (CRTC) 20 March 87 - 713e) RRB.

[48]. Ibid., p.13.

[49]. See "Is Deregulation Working?", Business Week, December 22, 1986, pp.50-55.

[50]. See, for example, James W. McConnaughey, "The CCTU Bypass Study: Results and Implications", in Patrick C. Mann and Harry M. Trebing, The Impact of Deregulation and Market Forces on Public Utilities: The Future Role of Regulation, East Lansing: Michigan State University, Graduate School of Business Administration, 1985, pp.65-77.

A potentially relevant model that develops an explanation of how lower MTS prices may bring about a change in the composition of customers is summarized in Figure One. In the figure, the horizontal axis measures the quantity of long distance calls in some standardized unit of measurement, e.g. conversation minutes. The vertical axis measures the price of a "conversation minute" of long-distance switched service.[51] We assume initially that the average price of a minute of MTS equals P_1. The relevant substitute for MTS is taken to be private line service. The pricing structure for private line is assumed to allow for an unlimited number of conversation minutes for a flat charge.[52] Hence, the average cost of private line service (AC_p) declines with increases in quantity. The precise shape of the average cost curve will be a rectangular hyperbola, since the total expenditure on private line service will remain constant for all volumes of private line calling.

The presumption is that subscribers will attempt to minimize the total cost of making a given volume of calls. If the average price of MTS is P_1, the "breakeven" volume of calls will be Q_1. Any subscriber planning to make more than this number of calls in the planning period will subscribe to the bulk rate service. If the average price of MTS drops to P_b, the "breakeven" volume for taking a bulk service increases to Q_b. In effect, a volume of calls equal to $OQ_b - OQ_1$ will potentially be diverted from bulk services to MTS.[53] At a price P_m, subscribers will switch entirely to MTS and away from bulk services. Presumably, as the price of MTS declines, consumers who were previously using MTS will make an even greater volume of long distance calls. Hence, there will be an increase in the volume of calling by existing subscribers along with an increase in MTS calling volumes associated with a switch away from bulk services.

To the extent that new users of MTS have the same price elasticities of demand as existing users, no overall change should be expected in the market's price elasticity of demand.[54] However, this assumption is unlikely to be the case, since users of bulk services are likely to be large organizations in the public and private sectors and not residential and small business subscribers. As discussed in earlier sections, business

---

[51]. We ignore here the distinction between the price of the first minute of conversation and the prices of subsequent minutes. In effect, we consider price to be a weighted average of the two. There is no loss in generality of the argument by making this simplifying assumption.

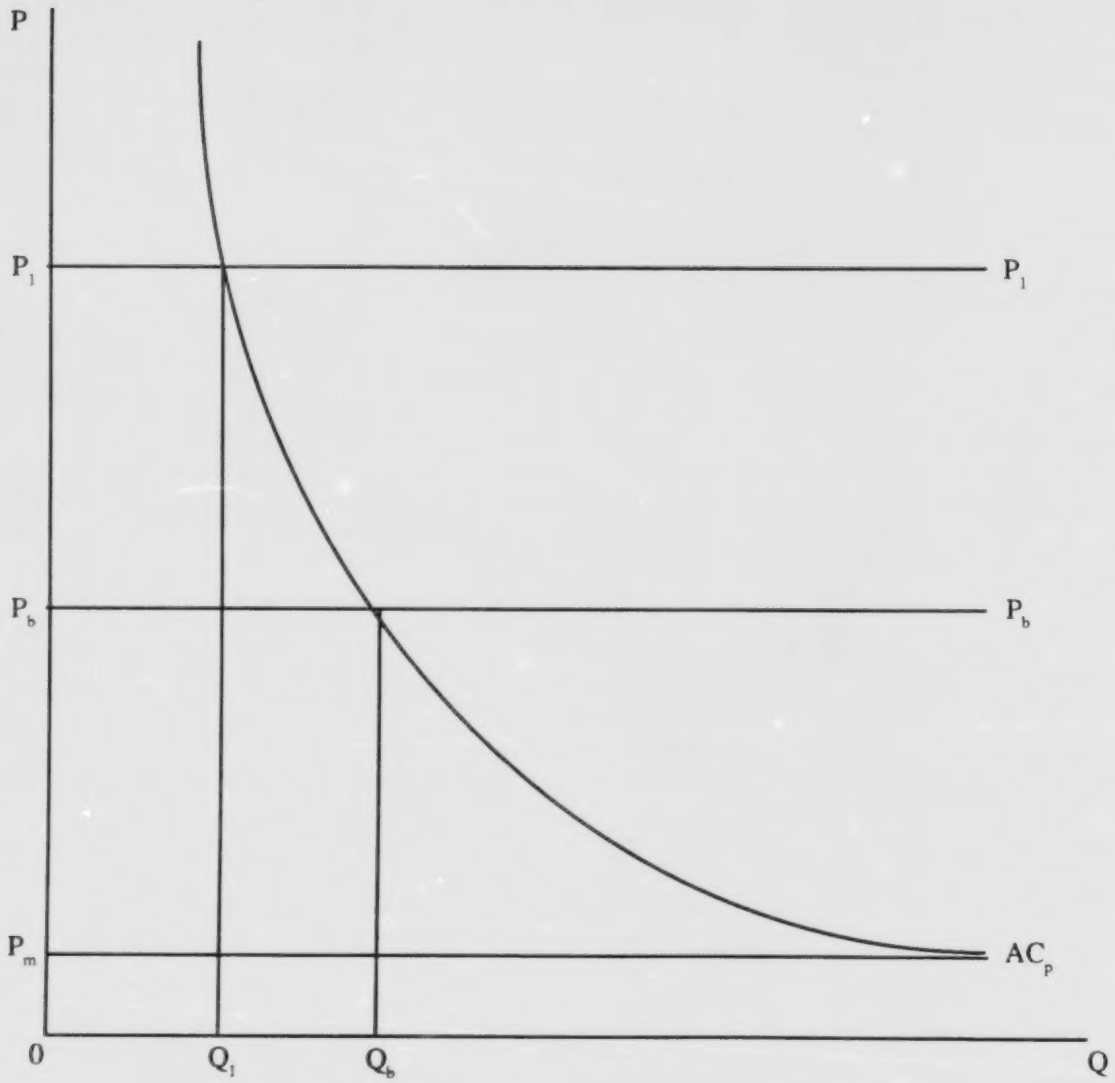
[52]. Again for simplicity, we assume that the capacity of a private line is essentially unlimited. In fact, if we explicitly recognized the existence of capacity constraints, the function AC_p in the figure would take the form of a step function rather than a continuously declining curve. There is no real gain in adding this complication to the analysis.

[53]. The precise quantity diverted will depend upon the distribution of volume calling on private lines. For example, if all bulk service subscribers are currently making long distance calls in volumes approximating Q_b, a price drop from OP_1 to OP_b will cause no diversion of traffic from private lines to MTS; however, prices below OP_b will cause a significant diversion.

[54]. The notion that price elasticity of demand is constant at all possible prices is also relevant here.

Figure One

Price Changes and Customer Mix



subscribers tend to have lower price elasticities of demand for long distance service than do residential subscribers. Hence, as business subscribers migrate from bulk services to the (presumably) more economical MTS option, the overall price elasticity of demand for MTS should decrease.[55] Any such effect is likely to be small, in any case, since the estimated price elasticities of demand for business and residential subscribers are reasonably comparable.[56]

---

[55]. The migration could be encouraged not only by a reduction in MTS rates but also by increases in the prices of bulk services. The entry of resellers who buy bulk services and resell them as MTS would be one force that would encourage a convergence of these relative prices.

[56]. The studies by Scott, Bell Canada and Telecom Canada referred to in Tables 1 and 3 support this inference.

CONCLUSIONS

It must be acknowledged that a good deal of uncertainty surrounds estimates of the price elasticity of demand for long distance service. Conflicting positions in the literature reflect, to a large extent, different positions on a number of assumptions about how to model the demand for telephone service. In particular, there has been disagreement about the existence and plausible magnitude of network externalities. That is, estimates of the price elasticity of demand are sensitive to the inclusion or exclusion of measures of the relevant network size. When such measures are explicitly incorporated in the demand equations, estimated price elasticities are lower than when they are not.

A plausible theoretical argument can be made that usage externalities exist in the long distance network in that callers also receive value in the form of increased return calls for which they do not pay. The magnitude of such indirect benefits is a function of the size of relevant "communities of interest" in a network. As the size grows, the demand for long distance should grow at all possible prices. Hence, if price and relevant network size change, both factors will contribute to a change in physical measures of long distance calling. Failure to incorporate both factors into the demand equation will lead to potentially biassed statistical results. It would therefore seem appropriate to incorporate potential externalities into the demand model rather than exclude its empirical relevance on a priori grounds.

One concern that might be raised about models which include potential externalities is that this variable will be collinear with the real price variable; i.e. network sizes grew over the 1970s and early 1980s at the same time as the real price of long distance declined. Available evidence does not indicate that multicollinearity poses a harmful problem in the relevant models; however, recent decreases in long distance rates in the United States and Canada have been quite marked in comparison with earlier price decreases. This suggests that data for the past few years provide a "cleaner" statistical environment in which to separate the influences of price and network size on long distance calling, since network growth has not been unusually rapid over the same period.

Unfortunately, it appears that little formal analysis has been done of the reliability of estimated price elasticity coefficients for recent years. There is some very indirect and fragmentary evidence that long distance traffic may have grown more rapidly than anticipated in the past three to four years. However, there is no basis for inferring that true price elasticity coefficients fall outside the ranges recommended in this paper. On the other hand, there are grounds for arguing that above-average growth in telecommunications intensive business sectors might underlie strong recent growth in long distance traffic in the United States. In the Canadian case, Bell Canada has undertaken formal tests of the stability of the price elasticity coefficient estimated for earlier periods. The Company concludes that, if anything, long-distance demand has become slightly less price elastic in recent periods.

In summary, the following ranges for the price elasticity of demand for MTS are recommended based upon a critical review of the literature:

1. Intra-Company MTS: -.5 to -.7;
2. Inter-Company MTS: -.55 to -.85;
3. Canada-U.S. MTS: -.65 to -1.00
4. International MTS: -.6 to -1.2.

There is no reason to believe that any of the competitive entry scenarios considered in this paper will have a significant effect on the overall (market) price elasticity of demand. If anything, the market price elasticity of demand for MTS might decline slightly under competitive entry.

APPENDIX

Forecasting the Impact of Price Changes on Quantity

The range of price elasticity coefficients suggested in this report may be used to forecast the quantity and revenue implications of given changes in long distance rates. Hence, it is useful to identify any potential biases that may be associated with such forecasts.

As noted in the body of the report, the elasticity coefficients for MTS represent a "hybrid" of the impacts of changes in MTS prices as well as WATS prices. This presents no problem in forecasting the quantity changes in MTS associated with changes in MTS prices, as long as the MTS-WATS price relationship does not change; i.e., all long distance prices change by equal proportional amounts.

If MTS prices are allowed to change more or less than WATS prices, the use of the recommended elasticity coefficients could introduce a small bias, since the hybrid estimate will no longer equal the sum of the own price elasticity for MTS plus the cross-price elasticity for WATS. In the limit, if the WATS price is unchanged, the bias would approximate the value of the cross-price elasticity coefficient for WATS. Since this coefficient is close to zero, the bias is relatively small, even in the most extreme case.

No specific range of price elasticity estimates was recommended for WATS service. However, it was suggested that the elasticity coefficients in the WATS equation have higher absolute values than the corresponding elasticity coefficients in the MTS equations. The use of the hybrid MTS price elasticity coefficient to forecast quantity changes in WATS service will probably impart a bias. That is, the true change in quantity demanded of WATS service will differ from the forecast change. Again, if both MTS and WATS prices change in equal proportion, the bias will be extremely small. Even if the MTS/WATS price structure changes, the bias with respect to the overall quantity of MTS plus WATS service will be extremely small, since WATS service accounts for a minor share of all long distance service.

In summary, the use of the hybrid price elasticity coefficients recommended in this study should facilitate reliable forecasts of changes in the quantity demanded of MTS plus WATS services associated with given long distance price changes.

Biography of Senior Consultant

The senior consultant for the project, Dr. Steven Globerman, is an industrial organization economist who has completed numerous studies of various aspects of the telecommunications industry. Several of these studies were undertaken for the Department of Communications. In addition, he has acted in a consulting capacity for several Canadian common carriers. Relevant studies in the telecommunications area include:

1. "Local Measured Service Pricing or Rate Rebalancing? Efficiency and Distributional Considerations," in R.J. Schultz and Peter Barnes (eds) Local Telephone Pricing: Is There A Better Way? Montreal: Centre for the Study of Regulated Industries, 1984, pp. 39-49.

2. "Changing the Telephone Pricing Structure: Economic, Political and Social Considerations," Canadian Public Policy, Vol. XII, March 1986, pp. 214-226.

3. "Economic Factors in Telecommunications Policy and Regulation," in W.T. Stanbury, Ed., Telecommunications Policy and Regulation: The Impact of Competition and Technological Change, Montreal: Institute for Research on Public Policy, 1986, pp. 1-80.

4. "Regulation of Canada's Satellite Communications Sector: Evaluations and Assessment," report prepared for the Department of Communications, Ottawa, 1986.

5. "Opportunities for Reselling and Sharing in the Telecommunications Industry: An Economic and Marketing Analysis," report prepared in conjunction with TRU Ltd. for the Department of Communications, Ottawa, 1986.

Dr. Globerman is President of Steven Globerman Associates Ltd. and is also a Professor in the Faculty of Business Administration at Simon Fraser University.

GROUPE DE TRAVAIL FÉDÉRAL-PROVINCIAL-TERRITORIAL
SUR LES TÉLÉCOMMUNICATIONS

La concurrence dans le service téléphonique interurbain public au Canada

Rapport-conseil 5

décembre 1988

©Ministre des Approvisionnements et Services Canada 1988
ISBN 0-662-56271-2

Les opinions exprimées ci-après n'engagent que l'expert-conseil et ne sont pas nécessairement partagées par le Groupe de travail fédéral-provincial-territorial sur la concurrence dans le service téléphonique interurbain public au Canada, par ses membres ou par son personnel.

ÉLASTICITÉ-PRIX DE LA DEMANDE POUR LES SERVICES INTERURBAINS

Rapport final préparé par :

Steven Globerman Associates Ltée

Le 29 février 1988

SOMMAIRE ADMINISTRATIF

Cette étude a pour objet l'examen et l'évaluation critique des documents disponibles sur l'élasticité-prix de la demande pour le service interurbain à communications tarifées (SICT). Elle comporte des coefficients d'élasticité-prix recommandés pour quatre catégories de service interurbain : intracompagnie, intercompagnie, Canada/États-Unis et Canada/international. En outre, on y procède à l'évaluation des quelques renseignements disponibles sur l'élasticité-prix de la demande pour le service WATS.

L'élasticité-prix de la demande se définit comme le changement de pourcentage de la quantité demandée divisée par le pourcentage de fluctuation des prix, tous les autres facteurs étant constants par ailleurs. En règle générale, on maintient constants ces autres facteurs en les incorporant aux équations de demande en tant que variables indépendantes, de pair avec le prix. L'équation la plus couramment utilisée pour calculer la demande de services interurbains établit la corrélation entre le nombre de minutes d'appel interurbain et le prix de l'appel, le revenu total des abonnés, le prix des biens et services concernés et une mesure quelconque de l'ampleur du réseau.

La structure fondamentale des équations utilisées pour calculer la demande de services interurbains repose sur un certain nombre d'hypothèses. De tous les facteurs susceptibles d'influer sur les résultats de l'équation estimée, le plus important semble être le processus de détermination de l'ampleur du réseau et de son incorporation à l'équation de demande. Pour être plus précis, les résultats d'autres études sur le même sujet présentent des différences parfois profondes, selon la manière dont elles incorporent la variable de la taille du réseau à l'équation de demande. En outre, la manière dont le chercheur précise cette variable influe sur ses vues en ce qui a trait à l'existence et la nature "d'effets externes" de réseau. L'une des hypothèses à ressortir des ouvrages examinés est qu'il existe des effets externes d'utilisation et qu'ils sont de nature non-négligeable. Ces modèles prévoient l'inclusion d'une variable qui représente essentiellement le nombre possible de connexions entre centraux principaux. Une autre hypothèse veut que les effets externes n'ont probablement pas beaucoup d'importance dans les réseaux parvenus "à maturité". Quant à eux, ces modèles ajustent simplement la variable dépendante au nombre total d'abonnés, en guise de contrôle de l'ampleur totale du réseau.

Les auteurs du présent rapport soutiennent qu'en fin de compte, l'ampleur des effets externes d'utilisation est essentiellement une question empirique. Puisque la théorie et certaines preuves empiriques montrent qu'il existe des effets externes de nature non-négligeable, on donne la préférence, dans cette étude, aux modèles qui démontrent une certaine souplesse à cet égard, plutôt qu'à ceux où l'on maintient que de tels effets externes sont statistiquement inexistants. Dans ce contexte, et compte tenu des preuves existantes, nous recommandons les gammes de coefficients suivants, qui semblent le mieux refléter l'élasticité-prix de la demande :

SICT intracompagnie : −0,5 à −0,7
SICT intercompagnie : −0,55 à −0,85
SICT Canada-États-Unis : −0,65 à 1,00
SICT Canada-autres pays : −0,6 à −1,2

Les données sur l'élasticité-prix de la demande de services WATS sont rares et quelque peu irrégulières. Il semble certain que la demande de ces services soit plus élastique par rapport au prix que la demande de SICT attribuable au secteur d'affaires. En retour, cette situation reflète probablement le fait que, pour tous les abonnés d'affaires, le SICT peut plus facilement remplacer le service WATS que le contraire.

Au cours des dernières années, les tarifs interurbains américains ont fléchi, en termes de valeur nominale et de valeur ajustée au taux d'inflation. Entre 1983 et 1987, AT&T a réduit d'environ 35 % ses tarifs interurbains inter-états. Pour leur part, de nombreux télécommunicateurs canadiens ont réduit considérablement leurs tarifs interurbains nominaux au cours de l'année dernière. De telles réductions constituent un "laboratoire" potentiel qui aidera à évaluer l'élasticité-prix de la demande. Cependant, pour établir un rapport révélateur entre l'accroissement de la quantité demandée d'interurbains et les réductions de tarif récentes, il convient de ne modifier aucun autre facteur influant sur les appels.

Une seule étude (entreprise par Bell Canada) maintient tous les autres facteurs constants, et elle conclut que les changements récents de la quantité demandée concordent avec les estimations d'élasticité-prix recommandées.

La présente étude examine aussi les manières possibles dont la concurrence est susceptible d'influer sur l'élasticité-prix de la demande pour les services interurbains. Les relations que l'on a mises à jour sont subtiles et, en pratique, elles ne constituent probablement pas un facteur empirique révélateur. À la limite, la concurrence libre sous diverses formes pourrait déboucher sur l'affaiblissement de l'élasticité-prix de la demande; toutefois, on ne considère pas que les répercussions possibles de cet effet soient suffisantes pour modifier les gammes de coefficients d'élasticité-prix réels recommandées ci-dessus.

TABLE DES MATIÈRES

Page

SOMMAIRE ADMINISTRATIF 1

INTRODUCTION 4

ÉLASTICITÉ–PRIX DE LA DEMANDE 5

CRITÈRES D'ÉVALUATION DES MODÈLES 7

REVUE DES ÉTUDES DISPONIBLES 15

DONNÉES INDIRECTES TIRÉES DE L'EXPÉRIENCE AMÉRICAINE 31

ENTRÉE SUR LE MARCHÉ ET ÉLASTICITÉ DE LA DEMANDE 33

CONCLUSIONS 43

ANNEXE : Projections des répercussions des fluctuations de prix sur la quantité demandée 45

INTRODUCTION

La présente étude a pour objet l'examen et l'évaluation critique des documents disponibles sur l'élasticité-prix de la demande de services interurbains, à partir d'un fonds de théories économiques et de méthodes statistiques. Cette étude vise aussi à évaluer la relation possible entre les fluctuations du marché des services interurbains et l'élasticité-prix de la demande pour ces services. On procédera à cette évaluation surtout sur le plan théorique, en faisant appel, le cas échéant, à un petit nombre de données empiriques pertinentes pour étayer les conclusions.

Il est utile de noter au départ qu'il existe de nombreuses manières d'établir des distinctions entre les divers services interurbains. Par exemple, on peut le faire sur la base des voies utilisées pour acheminer les appels, ou selon les tranches de tarification; ou encore, selon les juridictions des télécommunicateurs qui acheminent les appels, c'est-à-dire que l'on établit alors les catégories intercompagnie, intracompagnie et internationale. Dans ce cas, les appels acheminés entièrement en Colombie-Britannique feraient partie d'une catégorie différente de celle des appels qui traversent la frontière provinciale (ou nationale).

On peut suggérer brièvement un certain nombre d'autres classifications d'appel. On peut distinguer les services interurbains selon le type de service : par exemple, service interurbain à communications tarifées, service WATS, et service de ligne directe. On peut les classifier selon l'heure d'appel : par exemple, en semaine entre 08 h et 18 h, en semaine entre 18 h et 06 h, ou encore en fin de semaine entre 08 h et 18 h. Enfin, il est possible de classifier les appels selon le demandeur, par exemple, abonnés d'affaires ou résidentiels. On peut ainsi créer des sous-catégories de plus en plus précises, par exemple, les appels internationaux effectués par des abonnés d'affaires.

Il est important de retenir de tout ceci qu'il existe autant d'élasticités-prix de la demande que de définitions possibles des services interurbains. Les catégories déterminées ne seraient pas pertinentes si l'élasticité-prix estimée demeurait la même pour toutes les catégories; toutefois, il n'y aucune raison de croire que cette dernière condition est valable. En fait, il existe des raisons a priori pour lesquelles elle ne le serait pas. On traitera d'un certain nombre de ces raisons dans la section suivante. Nous ne faisons ici qu'en noter une : la capacité de changer des habitudes d'appel bien définies peut varier d'une catégorie d'appel à l'autre; par exemple, il est possible que les abonnés d'affaires soient moins en mesure que les abonnés résidentiels de délaisser les appels interurbains au profit d'autres types de télécommunications.

En dernière analyse, l'analyste choisira les coefficients appropriés selon les questions d'ordre politique qui sont à l'origine de son étude. Par exemple, s'il s'agit d'envisager des changements uniformes couvrant toutes les catégories de service interurbain, l'élasticité-prix de la demande globale pour les services interurbains pourrait présenter le plus grand intérêt immédiat, bien qu'il serait possible (idéalement) d'arriver à l'estimation globale en évaluant les coefficients d'élasticité de chaque service séparément, puis en totalisant les coefficients d'élasticité individuels ainsi obtenus. D'autre part, si l'on envisage de concentrer les changements de tarifs sur des secteurs bien définis du marché des services interurbains, l'élasticité-prix de la demande de chacun de ces secteurs particuliers présenterait un plus grand intérêt.

Il est difficile de déterminer a priori les segments précis du marché des services interurbains qui seraient les plus susceptibles d'être touchés par des fluctuations de prix attribuables à la concurrence. D'où, en règle générale, plus les estimations d'élasticité sont désagrégées, plus il est possible de produire un profil précis des répercussions probables de changements de tarifs donnés sur les revenus. En outre, comme on le mentionne ci-dessus, la fiabilité des estimations de l'élasticité-prix globales s'accroîtra dans la mesure où ces estimations reposent sur des estimations désagrégées. Cependant, en pratique, le niveau de désagrégation des estimations de l'élasticité-prix sera restreint par la quantité de données disponibles et les sommes qu'entraîne la production de nombreuses estimations à partir d'une série unique de statistiques. Ainsi, le niveau "idéal" de désagrégation représente généralement un compromis entre l'intégrité théorique et le pragmatisme empirique.

Compte tenu du fait que la présente étude se veut essentiellement une revue critique des ouvrages sur le sujet, nous procéderons à la présentation et à l'examen des estimations d'élasticité-prix pour les catégories de services interurbains qui ont normalement fait l'objet de telles estimations. Parmi ces catégories, on retrouve notamment le SICT d'affaires et résidentiel sur les territoires compris dans les juridictions de Bell Canada et de la compagnie de téléphone de la Colombie-Britannique. Il existe un nombre plus restreint d'études sur le SICT dans les différentes juridictions de Telecom Canada, c'est-à-dire sur le trafic intercompagnie. Enfin, il existe beaucoup moins d'estimations d'élasticité-prix pour le trafic de SICT entre le Canada et les États-Unis d'une part et entre le Canada et les autres pays d'autre part. De même, il n'existe pratiquement aucune donnée révélatrice sur l'élasticité-prix de la demande pour le service WATS et autres services interurbains en vrac. Dans certains cas, il est possible de tirer profit des études américaines sur la demande de services interurbains. Cependant, force est de conclure que nous en savons encore relativement peu sur l'élasticité-prix de la demande pour les services en vrac et les services téléphoniques transnationaux, et que l'incertitude continue de régner en ce qui a trait aux estimations de l'élasticité-prix de la demande des services intercompagnie et intracompagnie.

ÉLASTICITÉ-PRIX DE LA DEMANDE

L'élasticité-prix de la demande se définit comme le changement de pourcentage de la quantité demandée d'un produit divisée par le pourcentage de changement du prix de ce produit, tous les autres facteurs restant identiques. En termes mathématiques :

1. $Ep = dQ/Q \,/\, dP/P) = dQ/dP \times P/Q$

Les économistes définissent trois gammes d'élasticité-prix.

1. Prix élastique :la valeur absolue du coefficient d'élasticité-prix est supérieure à un.

2. Prix inélastique :la valeur absolue du coefficient d'élasticité-prix est inférieure à un.

3. Élasticité unitaire :la valeur absolue du coefficient d'élasticité-prix est égale à un.

En règle générale, le coefficient d'élasticité-prix s'estime conjointement avec d'autres caractéristiques importantes de la demande pour un produit, entre autres, l'élasticité-revenu, ainsi que les élasticités-prix d'autres produits connexes. La fonction de demande s'exprime généralement comme suit :

2. $Qt = f(Pt, Yt, St, Zl \ldots.Znt)$

où Qt est la quantité demandée au temps t; Pt est le prix du produit, Yt est le revenu du consommateur; St est le prix des biens connexes, et Zn à Znt sont d'autres variables qui influencent la
position sur la courbe de demande (par exemple, population totale et facteurs désaisonnalisés).

La forme essentielle de la fonction de demande globale pour les services téléphoniques résidentiels peut s'exprimer comme suit :

3. $Q = q(P, Y, N, S)$

où Q est le nombre de minutes d'appel interurbain pour les abonnés du système; P est le tarif d'un appel; Y est le revenu total; N est une mesure quelconque de la taille du réseau interurbain; et S est le prix d'autres biens et services.[1]

Il importe de souligner que les changements dans la quantité demandée attribuables aux fluctuations de prix exigent que d'autres facteurs déterminant Q restent constants. Lorsqu'on étudie des périodes de temps très courtes, il peut être acceptable de supposer que ces autres facteurs n'ont pas beaucoup changé et de calculer simplement la proportion entre le changement de la quantité demandée et le changement de prix; cependant, on court des risques de plus en plus grands d'attribuer les changements de Q à des changements se produisant en P, alors qu'en fait, le changement de la quantité observable est dû à un autre facteur au moins.

On suppose généralement, lorsqu'on formule le modèle de demande globale, que la demande est homogène au degré zéro. Par conséquent, toutes les variables monétaires dans l'équation d'estimation sont exprimées en termes "réels"; c'est-à-dire qu'elles sont ajustées pour les changements de prix "globaux", dans la mesure appropriée.[2]

Dans les limites des spécifications générales données par l'équation 3, l'élasticité-prix de la demande s'estimerait soit directement, soit indirectement à

---

[1]. Le fondement de ce modèle est traité dans Lester Taylor, Telecommunications Demand: A summary and Critique, Cambridge, Mass., Ballinger Publishing Company, 1980 et Richard.D. Scott, New Approaches to Estimating the Price Elasticity of Demand for Message Toll Service Within B.C., préparé pour la compagnie de téléphone de la Colombie-Britannique, le 6 avril 1986, C.-B., Tel(CNCP) 11 mai 1987-9 R.R.B.

[2]. La théorie équivalents selon laquelle si l'on doublait simultanément tous les prix et les revenus des consommateurs, ces derniers ne verraient aucun changement qui pourrait influer sur leur décision d'acquérir ou non un bien. On dit de tels consommateurs qu'ils ne se font pas d'"illusion de l'argent." Voir Louis Philips, Applied Consumption Analysis, Amsterdam, North Holland Publishing Company, 1983.

partir de la fonction de demande estimée statistiquement, selon la spécification précise de la fonction. Par exemple, si l'on évalue la fonction sous la forme log-linéaire, le coefficient estimé pour la variable de prix donne une estimation directe du coefficient d'élasticité-prix. En fait, la plupart des fonctions de demande de services interurbains estimées à partir de données empiriques se trouvent en forme log-log.[3] Cette spécification suppose effectivement que l'élasticité-prix reste constante peu importe le tarif.[4]

Le processus de prise de décision en ce qui a trait à l'acquisition de services de télécommunications est plus complexe pour l'abonné d'affaires que pour l'abonné résidentiel, car l'utilisation du téléphone au sein de l'entreprise représente un facteur de production. On suppose que l'abonné d'affaires ne tire aucun avantage direct de ses appels interurbains. On mesure plutôt ces avantages par la production de revenus grâce aux appels téléphoniques. D'où il s'ensuit que la firme devrait déterminer son utilisation de services interurbains en même temps que son utilisation d'autres facteurs de production, en minimisant les coûts tout en maintenant le niveau d'utilisation qui produira des profits maximaux. Dans ce cas, la demande de services téléphoniques interurbains sera reliée, entre autres, aux tarifs de ces services, aux prix des autres facteurs de production, au taux d'utilisation choisi et à la productivité relative des appels interurbains.

Dans presque tous les cas et comme c'est le cas pour les abonnés résidentiels, on évalue la demande d'affaires pour les services interurbains au moyen de la spécification log-linéaire des variables dépendantes et indépendantes. D'où il s'ensuit que l'élasticité-prix estimée est calculée directement en tant que coefficient de la variable du prix "réel". La similarité qui existe entre les équations de demande résidentielle et d'affaires pour les services interurbains, sur les plans de la spécification et de l'estimation, facilitent l'étude des nombreux documents portant sur la demande de services téléphoniques. Cette similarité met aussi en relief le besoin d'évaluer d'un oeil critique la méthodologie sous-jacente aux démarches prises pour estimer les fonctions de demande de services interurbains.

CRITÈRES D'ÉVALUATION DES MODÈLES

Comme on l'a fait remarquer ci-dessus, il existe de nombreuses études statistiques de l'élasticité-prix de la demande de services interurbains. Comme nous le verrons ci-dessous, les estimations diffèrent selon les études, bien qu'il existe un consensus assez large selon lequel la demande pour la plupart des catégories de services interurbains est inélastique. Pour que nous puissions nous fier aux données existantes, il est important que les études disponibles satisfassent aux normes

---

[3]. Voir A. de Fontenay et J.T. Marshall Lee, "B.C./Alberta Long Distance Calling", in L. Courville, A. de Fontenay and R. Dobell, éditeurs, Economic Analysis of Telecommunications Theory and Applications, Amsterdam, North Holland Press, 1983, p. 199-227.

[4]. Dans quelques cas, on a tenté d'établir des spécifications qui permettent à l'élasticité-prix de fluctuer selon les tarifs. Par exemple, voir Peat Marwick, "The Elasticity of Long Distance Demand - Appendic C", in Impacts of Competition, et de Fontenay et Lee, op. cit.

utilisées par les économistes pour évaluer les modèles statistiques. Dans cette section, nous résumons brièvement les préoccupations d'ordre général en ce qui concerne la validité des modèles économétriques.

(i) Vraisemblance théorique

La première préoccupation de toutes est la vraisemblance théorique des équations qui reposent à la base du modèle. Un certain nombre de questions précises ont été soulevées en ce qui concerne les modèles de demande de services interurbains.

a) Élasticité-prix constante

La première préoccupation provient de la supposition généralisée qu'il est possible d'exprimer la quantité demandée par une fonction log-linéaire qui porte sur le prix et d'autres variables pertinentes. Cette supposition implique, entre autres, que l'élasticité-prix de la demande reste constante à tous les prix possibles. On peut y opposer l'argument selon lequel, quel que soit le consommateur, la demande est plus élastique à des tarifs plus élevés. Cet argument peut mieux se comprendre en notant que tout changement de tarifs a deux répercussions : 1. le revenu réel du consommateur change; si le tarif augmente, le revenu réel décroît, toutes choses étant égales par ailleurs. D'autre part, si le tarif décroît, le revenu réel s'accroît. 2. Les produits de remplacement gagnent en intérêt si le prix d'un produit donné augmente et perdent de l'intérêt dans le cas contraire.

Premièrement, en ce qui concerne la répercussion sur le revenu réel, la quantité demandée d'un produit devrait décroître ou s'accroître selon que le revenu réel décroît ou s'accroît respectivement. Si le changement proportionnel de la quantité demandée pour un changement proportionnel donné du revenu réel est indépendant du niveau de revenu réel, comme le suppose la spécification log-linéaire, la répercussion sur le revenu réel attribuable aux fluctuations de tarifs devrait être indépendante du niveau de tarif que l'on décide d'augmenter ou de réduire. En pratique, nous n'avons pas à établir arbitrairement que l'élasticité-revenu de la demande pour les services interurbains est constante, puisque des services constituent un très faible pourcentage des dépenses totales des abonnés résidentiels et commerciaux. Par exemple, les dépenses en télécommunications représentent moins d'un pour cent des dépenses totales de la plupart des secteurs d'affaires[5]. Cela implique que même de très grandes fluctuations de prix des services interurbains auront des répercussions minimes sur le revenu réel des ménages et des entreprises.

Deuxièmement, en ce qui concerne la substitution de services, il n'existe aucune raison a priori de croire que les systèmes de télécommunications autres que l'interurbain sont plus attrayants à des tarifs plus élevés des services interurbains. Pour la plupart des Canadiens, le système de remplacement de prédilection est probablement le service postal. Les coûts de la plupart des classes du service postal sont suffisamment bas pour faire de ce service un produit de remplacement possible de l'interurbain et ce, pour la majorité des niveaux de tarifs applicables aux appels interurbains. Certes, il existe des services de remplacement (imparfaits), tels que les services de messagerie et de messagerie électronique, qui gagnent en intérêt au fur et

---

5. Voir Steven Globerman, The Telecommunications Service Sector in Canada, polycopie, Simon Fraser University, septembre 1987.

à mesure que montent les tarifs des appels interurbains. Cependant, la plupart des abonnés résidentiels au Canada n'utilisent pas ces services, contrairement aux abonnés d'affaires. Néanmoins, bien que les services de messagerie, la messagerie électronique, les facs-similés et autres services de même nature puissent probablement être concurrentiels à des tarifs relativement élevés pour les appels interurbains, ils représentent tout au plus des services de remplacement imparfaits.

En somme, il est vraisemblable que l'élasticité-prix de la demande pour les services téléphoniques interurbains reste constante peu importe leurs prix. Pour des raisons semblables, la constance du coefficient d'élasticité-revenu ne peut être rejetée pour des raisons théoriques. Par conséquent, la pertinence de la spécification log-linéaire est essentiellement une question empirique.

b) Effets externes de réseau

Une autre préoccupation théorique qui a reçu beaucoup d'attention est l'importance des effets externes de réseau. On a démontré que la forme supposée de ces effets est susceptible d'influer grandement sur la valeur estimée du coefficient d'élasticité-prix.[6] En fait, la forme supposée des effets externes de réseau potentiels et leur ampleur constituent peut-être le plus grand point de contention dans les ouvrages sur la demande de services de télécommunications. Ces études mettent en lumière deux grandes catégories d'effets externes de réseau: 1. effets externes d'utilisation et 2. effets externes d'accès. Les effets externes d'utilisation renvoient à l'hypothèse que les utilisateurs seraient prêts à débourser pour recevoir des appels, ou du moins certains d'entre eux, en plus de payer pour les appels qu'ils placent, bien qu'ils ne soient expressément tenus de payer que ces derniers. Il existe un autre effet externe d'utilisation, à savoir la possibilité que le trafic entre le point A et le point B stimulera le trafic dans le sens inverse, c'est-à-dire entre le point B et le point A. Les effets externes d'accès reposent sur l'hypothèse que si un nouvel abonné se joint au réseau, tous les autres abonnés pourront alors communiquer avec cet abonné sans avoir à payer pour cette connexion supplémentaire potentielle.

Les effets externes d'utilisation et d'accès semblent être reliés entre eux. Plus particulièrement, si de nouveaux abonnés "partagent les intérêts" d'abonnés existants, les effets externes d'accès accrus sont susceptibles d'accroître les effets externes d'utilisation. Dans ce contexte, De Fontenay et Lee établissent la distinction entre deux types d'expansion du nombre d'abonnés selon que (1) la population ne change pas mais le niveau de pénétration s'accroît et (2) la population s'accroît au même rythme que le nombre de nouveaux abonnés, ce qui donne un taux de pénétration constant. Ces deux chercheurs suggèrent que les effets externes d'accès pourraient être considérables pour l'expansion du premier type, puisqu'il est probable dans ce cas que les nouveaux abonnés partageront les intérêts des abonnés existants. En termes plus simples, dans le cas où les nouveaux abonnés sont inconnus des abonnés existants (et qu'ils le demeureront probablement), ces derniers n'accorderaient que très peu d'importance au fait que ces nouveaux abonnés se sont joints au réseau. Puisque c'est surtout l'expansion de réseau de la deuxième catégorie qui est caractéristique de la situation au Canada au cours des deux dernières

---

[6]. Voir Evidence of Lester D. Taylor on Behalf of Bell Canada Concerning the Price Elasticity of Demand for Message Toll Service in Canada, CRTC Avis Public Telecom 1984-6, Concurrence intercirconscription et questions connexes, novembre 1984.

décennies, De Fontenay et Lee soutiennent que les effets externes d'accès devraient représenter un phénomène négligeable pour la période sur laquelle ont porté la plupart des études récentes sur la demande.[7]

De Fontenay et Lee soutiennent aussi que les effets externes d'utilisation peuvent être modestes, puisque les abonnés peuvent "internaliser" les effets externes en s'entendant à l'avance pour alterner leurs appels selon une formule prédéterminée; par exemple, l'abonné A appelle l'abonné B une semaine et le contraire se produit la semaine suivante. En pratique, les appelés "paient" indirectement les appels qu'ils reçoivent par le biais des arrangements implicites d'appel de retour qu'ils établissent avec les autres membres de leur groupe d'intérêt. Ce dernier argument est de nature quelque peu spéculative, puisqu'il suppose que de telles formules implicites ne sont pas submergées par les coûts des transactions résultant de la croissance des groupes d'intérêt. Dans ce contexte, les coûts de transactions sont reliés aux difficultés que présente la négociation, implicite ou explicite, entre de nombreux particuliers.

La question la plus importante est de savoir si les appels acheminés du point A au point B stimulent, en retour, les appels acheminés du point B au point A. Lorsque c'est le cas, on peut dire qu'il existe des effets externes de réseau. Au contraire, si un appel normal acheminé du point A au point B ne génère aucun appel de retour qui n'aurait pas été généré s'il n'y avait pas eu d'appel en provenance du point A, il est fort possible que les effets externes de réseau soient absents dans le cas de réseaux téléphoniques qui sont parvenus à maturité. Il ne semble pas possible de résoudre cette question sur des prémisses théoriques seulement. En fin de compte, l'ampleur des effets externes de réseau est une question empirique.

Les effets externes de réseau soulèvent une question de spécification principale, à savoir leur répercussion possible sur la position de la courbe de demande. Étant donné la présence d'effets externes de réseau, la valeur accordée par l'abonné aux appels interurbains, quel qu'en soit le prix, est directement proportionnelle à la taille de son groupe d'intérêt. D'où il s'ensuit que la croissance du réseau devrait accroître le nombre d'appels interurbains à tous les prix. Entre 1970 et 1980,le tarif réel des appels interurbains a subi une baisse, alors que le réseau a pris de l'ampleur. Ces deux améliorations devraient contribuer à accroître les quantités demandées. Par conséquent, la spécification de l'équation de demande devrait présumément permettre l'identification de ces deux effets.

On peut prolonger ce point en considérant les spécifications fondamentales des modèles de demande de Bell Canada :

4. 8 $Q = g(P, Y, (T \times R))$

où Q est une mesure physique de l'appel interurbain; Y est une mesure du revenu réel; P est le tarif réel d'un appel interurbain; T est le nombre de téléphones desservis par le central A et R est le nombre de téléphones desservis par le central B. Par conséquent, le nombre total de connexions possibles sera égal à T X R. Il est aussi possible d'estimer l'équation 4 sous la forme de l'équation 5 :

---

7. Voir de Fontenay et Lee, op. cit.

5. $Q/T = h(P, Y, R)$

Si le coefficient pour la variable R égale zéro, cela tend à indiquer que l'utilisation par téléphone est dans une grande mesure indépendante du nombre de téléphones qu'il est possible de rejoindre. D'un autre côté, l'ampleur présumée des effets externes de réseau est directement proportionnelle au coefficient estimé de la variable R. Dans la mesure où l'on estime l'équation 5 sans inclure la variable R dans l'équation d'estimation, on suppose que le coefficient de cette variable est zéro.

Les répercussions des effets externes sur la modélisation de la demande sont les suivantes : si les appels interurbains placés par un abonné, quel qu'il soit, sont absolument indépendants des appels interurbains placés par tous les autres abonnés du réseau, il est possible d'incorporer l'effet de la croissance à l'équation de demande de service interurbain, en corrigeant la variable de quantité par le nombre de postes principaux, ou par quelque variable équivalente. On peut aussi supposer que le coefficient de la variable R dans l'équation 5 égale zéro. Cependant, s'il existe des effets externes de réseau révélateurs, le fait de corriger simplement la variable de quantité par le nombre total de postes (ou d'abonnés) pourrait introduire une erreur systématique de spécification à l'équation d'estimation, coefficient d'élasticité-prix compris. Plus particulièrement, pour les périodes au cours desquelles le réseau prend de l'ampleur et que le prix réel décroît, il est possible de surestimer sérieusement le coefficient d'élasticité-prix.

Il est possible de mettre en lumière une autre répercussion très subtile de l'effet externe d'utilisation dans le processus d'estimation de la sensibilité de la demande pour les appels interurbains aux variations de prix. Comme nous l'avons mentionné ci-dessus, il est possible de relier les effets externes d'utilisation à l'hypothèse selon laquelle l'appelant achète deux composantes au moins lorsqu'il place un appel interurbain, c'est-à-dire la conversation résultant de l'appel, et la probabilité accrue de recevoir un appel de retour soit du demandé, soit d'un tiers connu du demandé. Supposons une augmentation de tarif interurbain qui touche un groupe d'intérêt entier. Non seulement une telle augmentation rend-elle plus coûteux l'appel de départ, mais elle réduit aussi la probabilité d'un appel de retour qui serait reçu par l'appelant, car on suppose que les membres de son groupe d'intérêt présenteront des courbes de demande de services interurbains en pente décroissante.

On peut mettre en opposition ce cas avec celui où l'appelant ne prévoit pratiquement aucun appel de retour lorsqu'il place un appel, soit parce que l'appelant connaît très peu de personnes, ou que ses connaissances ne peuvent pas se permettre de placer des appels interurbains. Dans ce cas, l'augmentation de tarif ne réduira pas de manière considérable la probabilité que l'appelant reçoive des appels de ses amis et collègues.

On peut affirmer intuitivement que toute augmentation de tarif aura un effet plus marqué sur la quantité demandée dans le premier cas que dans le second, puisque la valeur accordée à l'appel interurbain décroît plus dans le premier cas que dans le deuxième. En poursuivant ce raisonnement, si l'effet du groupe d'intérêt n'est pas expressément traité dans la fonction de demande, il est possible de surestimer encore plus la valeur estimée (absolue) du coefficient d'élasticité-prix, la différence étant directement reliée à l'ampleur et à l'orientation du groupe d'intérêt, que l'on peut

décrire (pour toute personne plaçant un appel interurbain) comme la population d'abonnés susceptible de rappeler l'abonné à la suite d'un appel placé par ce dernier.[8]

c) Tarification à plusieurs volets

Une troisième question théorique importante est celle de la tarification à plusieurs volets pour les appels interurbains, c'est-à-dire que le tarif de la première minute de conversation est plus élevé que le tarif des minutes de conversation suivantes. L'abonné est alors forcé de se poser les questions suivantes : Y a-t-il lieu de placer un appel interurbain? Quelle devra être la durée maximale de cet appel? Dans ce contexte, le tarif moyen par appel-minute d'un appel n'est pas égal au tarif marginal. Une manière de procéder consiste à incorporer les deux tarifs à la fonction de demande. Dans ce cas, le coefficient placé devant le coût marginal mesure l'effet du tarif traditionnel, alors que le coefficient devant le tarif de la première minute d'appel mesure un effet de revenu. On peut aussi se servir de deux équations : la première pour expliquer le nombre d'appels placés et la deuxième, pour expliquer la durée moyenne des appels.[9]

Les études disponibles combinent ordinairement les frais de période initiale et de période subséquente en un seul indice tarifaire. Dans les modèles qui proposent les revenus ajustés aux tarifs comme variable dépendante, les messages et la durée moyenne varient selon les changements de tarif et sont reflétés par un seul coefficient d'élasticité. Dans les cas où la structure tarifaire doit être modifiée, c'est-à-dire que les frais de la période initiale doivent être augmentés par rapport à ceux de la période subséquente, l'utilisation d'un coefficient d'élasticité "moyen" pourrait entraîner de sérieuses erreurs de projection.[10] En pratique, les variations de tarifs dans le secteur des appels interurbains ont toujours eu une portée générale.

(ii) Condition d'identification

Une deuxième préoccupation qui surgit lors de l'évaluation de modèles statistiques de la demande est la question de savoir si la fonction de demande est identifiée. Identification signifie ici s'assurer que l'équation estimée est bel et bien une fonction de demande. Nous n'entrerons pas dans les détails sur les conditions nécessaires à l'identification correcte de la fonction de demande. Il suffit de dire que, pour qu'il soit possible d'identifier la courbe de demande, l'offre doit fluctuer indépendamment de la demande dans le modèle de marché approprié. Puisque l'offre de services interurbains est touchée par les changements technologiques et les réglementations, facteurs qui sont dans une grande mesure indépendants des conditions contemporaines de la demande, il est vraisemblable que la fonction de demande puisse être identifiée statistiquement.

---

8. On peut soutenir exactement le contraire dans le cas d'un réduction de tarifs. Dans ce cas, la question est savoir si l'appelant peut s'attendre à recevoir un plus grand nombre d'appels de retour, stimulés par la réduction de tarif dans la "zone de réception" de son appel.

9. Voir Taylor, op. cit., 1980, p.52.

10. Ibid., p. 165.

En réalité, l'identification de la fonction de demande exige, entre autres choses, que l'on choisisse une technique d'estimation appropriée. Plus particulièrement, si le prix est déterminé par l'interaction entre l'offre et la demande, l'estimation habituelle par les moindres carrés ne constitue pas une méthode d'estimation opportune. L'estimation par variables indirectes sera la technique de choix. En fait, la plupart des estimations disponibles des fonctions de demande de services interurbains ont été obtenues au moyen de régressions ordinaires par les moindres carrés. Cette technique est probablement acceptable pour évaluer les fonctions de demande de services téléphoniques, puisque le tarif y est déterminé par réglementation et que, par conséquent, il est possible de le traiter en tant que variable exogène pour toute période d'observation.

(iii) Variables exclues

Autre fait important, l'identification de la fonction de demande exige aussi que l'on ait incorporé toutes les variables pertinentes à l'équation d'estimation. L'omission de variables pertinentes peut entraîner la distortion des estimations des coefficients des variables incluses, dans le cas où les variables incluses et exclues ne sont pas orthogonales. Comme nous l'avons mentionné ci-dessus dans notre discussion sur les effets externes de réseau, des restrictions inopportunes attribuées aux coefficients des variables incluses peuvent aussi entraîner la distortion des coefficients estimés des autres variables incluses.

Dans la plupart des fonctions de demande disponibles, on a exclu un ensemble de variables qui peuvent se révéler importantes, à savoir les tarifs des services interurbains autres que le SICT, plus particulièrement le service WATS. Dans une certaine mesure, cette exclusion reflète la rareté des variations de tarifs relatives pour les services interurbains.[11] Elle reflète aussi la demande résidentielle négligeable pour le service WATS au cours des périodes sur lesquelles ont été estimés les modèles disponibles. Cependant, puisque de nombreux modèles de demande agrègent la demande d'affaires et résidentielle pour les services interurbains, l'exclusion des prix du service WATS est susceptible d'entraîner la sous-évaluation du coefficient de l'élasticité-prix pour le trafic de SICT. Pour comprendre ce dernier point, il suffit d'imaginer que les tarifs réels des services WATS et SICT augmentent, mais à des pourcentages d'augmentation différents.

L'augmentation des tarifs du SICT devrait en soi entraîner la réduction du trafic de SICT. D'un autre côté, l'accroissement des tarifs WATS devrait encourager, à la limite, l'abandon du trafic WATS au profit du trafic de SICT, c'est-à-dire une augmentation du trafic de SICT. Si l'équation de demande SICT exclut la variable du tarif WATS, le terme du tarif SICT incorporera l'influence de son propre effet de tarif (négatif) et celle de l'effet croisé de l'autre tarif (positif). L'élasticité-prix estimée sera inférieure à sa valeur réelle. D'après une étude américaine, cette erreur systématique pourrait résulter en une élasticité-prix de 5 à 20 % inférieure à sa

---

11. Voir Scott, op. cit., p. 9.

valeur réelle, c'est-à-dire que le coefficient estimé est de -0,59, alors que l'élasticité-prix "réelle" pour le SICT est environ -0,71.[12]

(iv) Goûts et préférences

Toutes les études portant sur des périodes de demande reposent sur l'hypothèse que les goûts et préférences des consommateurs demeurent constants au cours de la période à l'étude. Le désir de vérifier cette condition a mené des chercheurs à estimer des fonctions de demande après que l'on ait mis en service l'interurbain automatique dans le réseau téléphonique en Amérique du Nord, c'est-à-dire la période après 1973. Avant cela, il existe des raisons de croire que la mise en service de l'interurbain automatique aurait pu accroître la demande de services interurbains, quel qu'en soit le prix. On risque de surestimer l'élasticité-prix de la demande si l'on ne reconnaît pas expressément ce changement de la structure de la demande, de pair avec la réduction des tarifs réels des services interurbains. Cette question a été soulevée lors de l'examen de plusieurs études qui identifient la valeur absolue du coefficient d'élasticité-prix comme étant supérieur à un.[13]

(v) Agrégation

La dernière question qui se pose est celle du niveau d'agrégation approprié pour procéder à l'analyse empirique. La préoccupation fondamentale ici est que si les unités de l'analyse présentent des différences de comportement en ce qui concerne la demande, et que cette différence est effectivement ignorée lorsqu'on agrège ces unités dans un seul modèle de demande, les coefficients du modèle seront distortionnés si le "mélange" d'unités varie avec le temps. Par exemple, des considérations théoriques suggèrent que la demande d'affaires pour les services interurbains est différente de la demande résidentielle. Si l'on estime une équation portant sur les abonnés d'affaires et résidentiels ensemble, la réponse aux changements de tarifs reflétera les réponses de ces deux secteurs, de même que les variations de l'ampleur relative de chacun de ces secteurs par rapport au nombre total d'abonnés. Bref, le coefficient d'élasticité-prix "moyen" estimé sera différent du coefficient d'élasticité-prix réel de chaque secteur principal.

Les changements démographiques au sein de chaque secteur peuvent aussi entraîner des erreurs d'estimation si l'on n'en tient pas compte expressément. Par exemple, si les appels téléphoniques sont une fonction du nombre moyen de personnes dans les ménages canadiens, l'augmentation ou la réduction de ce nombre moyen entraîneront des modifications du nombre des appels téléphoniques qui n'auront

---

12. Voir Victor Glas et William Taylor, "Aggregate Demand for Interstate MTS and WATS: Symmetry Conditions", Réponse à une demande de renseignments, Bell (CRTC) 20 mars 1987-713 C).

13. Voir John Breslaw, "Similations of Bell Canada Under Various Rate Scenarios", rapports intérimaires 1, 2 et 3 au Department of Communications, Institute of Applied Economic Research, Montréal, Université Concordia, 1980. Il convient de noter que Breslaw inclut une variable ficitive pour tenir compte de l'introduction de l'IA. Pour leur part, Fuss et Waverman ne tiennent pas compte expressément de l'introduction de l'IA. Voir M. Fuss et L. Waverman, "The Regulation of Telecommunications in Canada", rapport technique nº 7, Ottawa, Conseil économique du Canada, 1981.

aucun rapport avec les changements de tarifs. Si de telles variations se produisaient en même temps que changent les tarifs, les effets des variations démographiques pourraient être faussement attribués au changement de tarifs, ou au changement d'autres variables indépendantes. À toutes fins pratiques, les erreurs systématiques d'agrégation peuvent avoir des répercussions identiques à celles de l'exclusion de variables pertinentes de l'équation d'estimation.

Un nombre très restreint d'études porte expressément sur l'influence des attributs démographiques particuliers de la demande pour les services interurbains. Cependant, il ressort d'une étude américaine très connue que, sur le plan statistique, la demande de services interurbains pourrait ne pas être reliée, de manière assez importante pour que l'on en tienne compte, à plusieurs variables démographiques évidentes, l'âge du ménage compris.

D'autre part, il existe des différences de quantité dans les habitudes d'appel entre personnes de race noire et blanche, et entre les résidents de longue date et les nouveaux venus dans la zone à l'étude (Chicago).[14] Il n'est pas évident que ces résultats aient des implications directes pour les études canadiennes qui ont été entreprises, plus spécialement à cause de la distinction raciale, beaucoup moins importante dans le contexte canadien.

REVUE DES ÉTUDES DISPONIBLES

Cette section est un bref survol des études empiriques disponibles portant sur l'élasticité-prix de la demande pour les services interurbains. Ce survol vise à donner des estimations des coefficients d'élasticité-prix pertinents. Il vise aussi à aider le lecteur à comprendre les principales sources des résultats ressortant des divers ouvrages disponibles.

Au départ, il convient de noter qu'il est peu pratique d'examiner chacune des études disponibles sur la demande de services interurbains. Les seules estimations de Bell Canada pourraient à elles seules faire l'objet d'une étude majeure. Heureusement, le besoin d'une telle étude approfondie est quelque peu atténué par certains facteurs. Mentionnons d'abord l'ouvrage de Taylor, dans lequel ce dernier procède à l'évaluation et la comparaison détaillées des diverses études entreprises au cours des années 70.[15] D'autre part, de nombreuses études présentent entre elles une ressemblance marquée sur les plans de la structure et des résultats atteints.

1. Survol des études "intracompagnie"

Le gros des études disponibles se concentrent sur le trafic interurbain intracompagnie; c'est-à-dire au sein du territoire de Bell Canada, à savoir le Québec

---

[14]. Voir Suzan J. Devlin et I. Lester Patterson, "Toll Usage" in Belinda Brandon, The Effects of the Demographics of Individual Households On Their Telephone Usage, Cambridge, Mass., Ballinger Publishing Company, 1981, p.303-353.

[15]. Taylor, 1980, op. cit. Voir aussi L.D. Taylor, "Problems and Issues in Modeling Telecommunications Demand" in L. Courville, A de Fontenay and R. Dobell, éditeurs, op. cit., p. 181-198.

et l'Ontario, ou de celui de la compagnie de téléphone de la C.-B. Ces études ont en commun qu'elles établissent toutes un rapport entre une mesure physique de l'utilisation de SCIT intracompagnie d'une part et, d'autre part, une mesure d'activité économique, le tarif relatif des appels SCIT, l'ampleur du marché, et les "habitudes" d'appel. En règle générale, la mesure de l'activité SCIT est soit le nombre de messages interurbains soit le revenu intracompagnie attribuable aux services interurbains, ajusté à l'aide d'un indice de tarifs SCIT. Le tarif SCIT est normalement mesuré par un indice périodique (Laspeyres) qui agrège les tranches tarifaires, l'heure de la journée et la catégorie de client. Des études récentes de Bell Canada et de la compagnie de téléphone de la C.-B. produisent des estimations pour des tranches tarifaires particulières. L'ampleur du marché est représentée par le nombre de postes principaux ou par le nombre potentiel de connexions d'abonnés, pondéré, dans certains cas, par les probabilités des abonnés appartenant aux mêmes groupes d'intérêt. Les habitudes sont représentées par le décalage de la valeur de la variable dépendante dans certaines études (décalage de Koyck) ou par les décalages des variables indépendantes dans d'autres (décalages d'Almon).

La revue de Taylor des études antérieures à 1980 sur les appels interurbains intracompagnie est résumée dans les tables 1 et 2. La table 1 renferme aussi plusieurs résultats d'estimations plus récentes. La plupart des études se concentrent sur l'élasticité-prix "à long terme". En surface, il semble que les estimations rapportées couvrent une gamme relativement étendue. La table donne les résultats pour chaque état faisant partie du territoire de Bell System. Les estimations des élasticités-prix varient de -0,03 à -0,44 à court terme et de -0,22 à -1,04 à long terme. La moyenne des estimations à court terme est -0,21, alors que la moyenne des estimations à long terme est -0,67. La moyenne des estimations à court terme de la table 1 est -0,56, alors que la moyenne des estimations à long terme est -0,80. Compte tenu de la disparité entre les méthodes utilisées pour les études présentées dans la table 1, des moyennes simples ne constituent évidemment que des approximations grossières d'une tendance centrale. Il semble que l'on doive déterminer si l'élasticité intracompagnie se rapproche plus de -0,6 ou de -1,3.

On peut faire plusieurs observations sur les estimations des tables 1 et 2. D'abord, dans la mesure où les données portent sur les années 50 et 60, il est possible que le coefficient d'élasticité-prix subisse les effets, non seulement des changements de tarif, mais aussi des changements de la "qualité" de ces services. Plus précisément, le passage de l'interurbain assisté par standardiste à l'interurbain automatique pouvait être perçu comme une amélioration du service, l'abonné pouvant plus facilement composer le numéro d'appel interurbain, ce qui aurait entraîné une demande accrue pour les services interurbains, peu importe le prix. Dans la mesure où les tarifs réels fléchissaient aussi au cours de la même période, la variable de tarifs subira certains effets du changement de la qualité, ce qui mènera à une valeur absolue plus élevée pour le paramètre de l'élasticité-prix estimée. Cet effet sera accru par l'utilisation de termes de tarifs décalés dans l'équation d'estimation. Puisque ces termes décalés adoucissent en fait les répercussions de tout changement de tarifs dans le temps, ils peuvent remplacer le changement temporel dans l'équation d'estimation. Dans cette perspective, l'équation de Dobell et al pose un problème particulier, car elle met en oeuvre une structure de décalage relativement longue pour

la variable de tarifs dans le processus d'estimation de l'équation sur la période des années 50 et 60.[16]

Deuxièmement, on relève aussi le fait qu'un certain nombre de modèles résumés dans les tables susmentionnées "contrôlent" l'ampleur du réseau en ajustant la variable dépendante par le nombre total de postes téléphoniques. À toutes fins pratiques, ces modèles reposent sur l'hypothèse selon laquelle le nombre d'appels interurbains augmente au même rythme que le nombre de postes susceptibles de placer des appels, toutes choses étant égales par ailleurs. Comme nous l'avons mentionné ci-dessus, l'existence d'effets externes de réseau importants rendrait fausse cette hypothèse, et il pourrait y avoir introduction d'une estimation distortionnée dans les équations. En fait, il ressort de certaines études, qui ne tiennent pas compte de ce paramètre restrictif, qu'il existe des effets externes de réseau positifs.[17] Comme nous l'avons mentionné dans une section ci-dessus, l'hypothèse de l'inexistence d'effets externes de réseau pourrait entraîner la surestimation du coefficient d'élasticité-prix.

Troisièmement, on s'inquiète de ce que les études reposent sur un degré d'agrégation élevé. Par exemple, les données sont agrégées à partir de plusieurs tranches tarifaires et (dans le cas des études de Bell) elles portent sur l'ensemble des abonnés d'affaires et résidentiels. Dans la mesure où les élasticités-prix diffèrent selon les tranches tarifaires et les catégories d'abonnés, l'élasticité-prix moyenne estimée pourrait fort bien ne pas représenter les élasticités-prix réelles d'un ensemble donné d'abonnés. Des études récentes tendent vers l'utilisation de données plus désagrégées, et dans cette perspective, elles sont probablement plus fiables. Plus particulièrement, les études menées par Bell Canada et la compagnie de téléphone de la Colombie-Britannique reposent leur estimations d'élasticité-prix sur les zones tarifaires, après quoi elles agrègent les résultats pour toutes les zones.

Il convient aussi de noter les points sur lesquels les diverses études convergent. Le premier est l'acceptation généralisée de la spécification log-linéaire. Le deuxième est l'identification de la formation d'"habitudes". En d'autres termes, un certain laps de temps doit s'écouler avant que tous les réajustements face à un changement de tarif donné aient eu lieu. Les ouvrages disponibles tendent à prévoir quatre trimestres pour que tous les effets d'un changement de tarif se soient manifestés. Troisièmement, point de convergence très important, l'élasticité-prix de la demande augmente avec la distance entre l'appelant et l'appelé. La raison n'en est pas claire. De Fontenay et Lee (1983) attribuent ce rapport au fait que les tarifs sont plus élevés pour des distances supérieures, et que l'élasticité-prix augmente en

---

16. Voir R. Dobell et al., "Telephone Communications in Canada: Demand, Production and Investment Decisions", Bell Journal of Economics and Management Science, printemps 1972, p. 175-219. En éliminant l'estimation de Dobell et al, l'élasticité-prix à long terme estimée dans la table 1 est -0,72. Comme on le mentionne ci-dessus, ce problème surgit aussi en ce qui concerne les estimations de Breslaw (1980), et de Fuss et Waverman (1981).

17. Voir, par exemple, Patricia Pacey, "Long Distance Demand: A Point-to-Point Model", Southern Economic Journal, avril 1983, et John Wenders, The Economics of Telecommunications: Theory and Policy, Cambridge, Ballinger Publishing Company, 1987.

proportion avec les augmentations de tarif. À toutes fins pratiques, ils affirment que ce rapport repose sur les tarifs et non sur la distance. D'autre part, il est possible de soutenir l'argument selon lequel l'intérêt que présente le service postal comme système de remplacement pour le service téléphonique augmente plus la distance avec les correspondants s'accroît, puisque la nature urgente du message décroît en proportion inverse avec la distance qui sépare les correspondants. Quatrièmement, toutes les études suggèrent que la demande résidentielle est plus élastique que la demande d'affaires.

Lorsqu'on évalue les données de la table 1, il est utile de garder en mémoire que les études se portent sur le trafic de SICT. Aucune des études ne considère le potentiel de substitution entre les services SICT et WATS comme étant fixe. On n'a pas trouvé que ce fait posait un problème dans les ouvrages disponibles, surtout parce que les fluctuations des prix des SICT et WATS ont toujours été plus ou moins parallèles. D'où, le rapport entre le tarif du service WATS et celui du SICT est resté relativement constant au cours des périodes échantillonnées et on ne s'attend pas à ce que cela change dans le futur. De plus, le service WATS n'est perçu comme une option rentable que pour les très grandes entreprises, qui représentent un nombre restreint d'appelants. Cependant, ces derniers représentent un volume d'appels interurbains disproportionné. En fait, dans la mesure où les services WATS et SICT peuvent se substituer l'un à l'autre, à la limite, le fait de ne pas inclure le tarif "réel" du service WATS dans l'équation d'estimation signifie que le coefficient d'élasticité-prix du SICT est sujet à être interprété comme une élasticité partielle - la somme de sa propre élasticité-prix et de l'élasticité-prix croisée à l'égard du service WATS. Comme nous l'avons mentionné ci-dessus, dans le cas où les tarifs des deux services évoluaient dans la même direction, le coefficient rapporté d'élasticité-prix du SICT serait sous-estimé. Sur le plan de l'élaboration de politiques, cette erreur systématique serait importante dans la mesure où les rapports futurs qui s'établiront entre les fluctuations de prix des services WATS et SICT ne seront pas identiques aux rapports passés. Nous soutiendrons plus loin qu'il s'agit là d'une préoccupation légitime.

Taylor (1984) soulève un autre problème, celui des coefficients d'élasticité-prix estimés selon des méthodes conventionnelles. Plus particulièrement, les changements de tarifs sur la quantité demandée peuvent aussi avoir des répercussions indirectes, c'est-à-dire qu'ils peuvent influer sur la demande pour l'accès qui, en retour, influera sur les habitudes d'appel interurbain. Prenons le cas d'une augmentation des tarifs interurbains : à la limite, il est possible que les abonnés prévoient de placer moins d'appels interurbains et que le besoin de posséder un téléphone se fasse moins sentir. Si quelques abonnés se débranchent du réseau, les abonnés restants placeront présumément moins d'appels interurbains. Si l'on inclut (sous une forme ou une autre) le nombre d'abonnés en tant que variable indépendante explicite dans l'équation d'estimation, le coefficient d'élasticité-prix estimé sera plus faible que le coefficient d'élasticité-prix réel, puisque la variable de l'ampleur du réseau sera touchée par cet effet indirect du prix. En pratique, cette distortion sera probablement faible, puisque l'élasticité-prix de la demande pour l'accès est très faible.

Comme on l'a mentionné ci-dessus, les deux questions les plus importantes que l'on doit se poser lorsqu'on évalue les élasticités estimées dans les tables 1 et 2 sont d'abord la manière dont on a modélisé les effets externes de réseau potentiels et deuxièmement, si l'introduction de l'IA a vraiment été prise en considération lors de la spécification du modèle de demande. Ce dernier point représente un problème de

variable possiblement exclue dans les études renfermant des observations sur les années 60. On doit aussi examiner une troisième question, moins importante, celle du degré d'agrégation effectué dans les études. Tous les autres facteurs restant constants, il est préférable d'estimer les élasticités-prix à partir de données désagrégées, puis de pondérer les estimations pour obtenir une élasticité agrégée, que d'estimer cette dernière directement à partir de données agrégées. En pratique, les estimations désagrégées sont limitées par le peu de données disponibles sur des sous-ensembles précis d'activités d'appel. Néanmoins, l'étude de la compagnie de téléphone de la Colombie-Britannique et, dans une moindre mesure, celle de Bell Canada proposent des estimations désagrégées. Encore une fois, les études anciennes tendent à reposer sur des données plus agrégées que les études récentes.

2. Évaluation de l'élasticité-prix intracompagnie

En règle générale, les études dont les données ont été échantillonnées au début des années 70, et qui ne restreignent pas l'ampleur des effets externes de réseau dans la spécification de la demande, ou qui présentent l'une de ces deux caractéristiques, concluent que la valeur de l'élasticité-prix intracompagnie est bien inférieure à un. Les estimations de ces études tendent à se situer entre 0,5 à 0,7. Les estimations de Bell Canada présentées dans la table 1 constituent une exception importante à cette règle; cependant, il convient de noter qu'en modifiant le modèle pour tenir compte de spécifications de décalage et de mesures de coefficients de déflation des prix, entre autres, on obtient parfois des estimations d'élasticité entre 0,5 et 0,6.[18]

Dans la Table 4, nous rapportons plusieurs évaluations sommaires d'élasticités-prix intra-états effectuées par des chercheurs de pointe dans le domaine des télécommunications. Les estimations tendent pour la plupart à se situer entre 0,5 et 0,8. Il est évidemment très difficile d'être précis lorsqu'on évalue les estimations d'élasticité-prix disponibles. Il est peu probable qu'une de ces études soit absolument exempte de distortion, ou qu'un facteur d'erreur (même très faible) relié à la multicolinéarité ne s'y soit pas glissé.[19] Néanmoins, ces résultats sommaires résistent relativement bien à divers ensembles de données.

Une autre manière d'éprouver la fiabilité des estimations d'élasticité-prix intracompagnie entre 0,5 et 0,7 est de vérifier si les modèles en question permettent des projections justes pour des périodes non-échantillonnées. Plus particulièrement, les États-Unis ont connu des réductions importantes des tarifs interurbains au cours des années 80. Au Canada, Bell Canada a réduit une fois les tarifs des appels interurbains sur tout son territoire en janvier 1987, puis une autre fois à partir du 1er juillet 1987. Malheureusement, nous avons été incapables de trouver une seule étude américaine qui porte sur des projections pour des périodes non-échantillonnées au cours des années 80. Bell Canada a entrepris une évaluation préliminaire en vue

---

18. Voir, par exemple, Bell (CRTC) 8 septembre - 3719 et 3720 RRB.

19. Pour une évaluation récente de la gestion de la colinéarité dans le contexte du modèle de Bell Canada, voir Lester D. Taylor, "Network Externality and the Demand for Residential Long-Distance Telephone Services: A Comment", University of Arizona, polycopie, mars 1987. Taylor conclut que les dodélisations "sans restriction" d'effets externes de réseau potentiels n'engendrent pas de problème de multicolinéarité important sur le plan statistique, en ce qui concerne la variable de prix.

de déterminer si le modèle prédisait avec exactitude les effets de sa réduction de tarifs de janvier 1987. La société a admis que les effets de la réduction de tarifs ne se feraient probablement pas tous sentir avant la fin de 1987. D'où il s'ensuit que l'évaluation entreprise au cours des deux premiers trimestres de 1987 représente une portion considérable, mais pas la totalité, des répercussions de la réduction de tarif.[20] La société a conclu que les revenus actuels pour la période à l'étude approchaient d'assez près le revenu prédit à l'aide du modèle. En fait, le modèle a prédit des revenus légèrement supérieurs, ce qui a poussé Bell Canada à conclure que son estimation de l'élasticité-prix telle qu'appliquée à la prospective était plutôt trop élevée.[21]

En nous fondant sur le reste des données disponibles, nous concluons que les estimations d'élasticité-prix entre -0,5 et -0,7 pour l'interurbain intracompagnie (total) représentent les estimations les plus fiables aux fins de l'élaboration de politiques publiques. Compte tenu du fait que la grande majorité des études existantes ont été menées pour le compte de Bell Canada et de la compagnie de téléphone de la Colombie-Britannique, cette gamme d'estimations s'applique le mieux à ces deux sociétés. Les estimations d'élasticité-prix intracompagnie peuvent être différentes pour les autres télécommunicateurs canadiens. Il existe au moins deux variables à cet égard : 1. la distance moyenne par appel peut varier selon les provinces, et 2. le mélange d'abonnés résidentiels et commerciaux peut varier selon les provinces. Comme nous l'avons mentionné ci-dessus, les appels interurbains couvrant des distances plus longues se caractérisent, en règle générale, par des élasticités-prix plus élevées. D'autre part, l'élasticité-prix de la demande des abonnés résidentiels est plus élevée que celle des abonnés d'affaires.

En l'absence de renseignements détaillés sur les distances couvertes par les différents membres de Telecom Canada et sur la composition de leurs bases d'abonnés, il est impossible d'arriver à des conclusions finales à savoir si certains télécommunicateurs constitueraient des exceptions à la gamme d'élasticités-prix suggérée. Dobell et al (1972) concluent (sur la base de tests économétriques) que la demande globale pour les services téléphoniques est homogène partout au Canada. Bien que nous ayons mis en question la fiabilité des estimations d'élasticité-prix développées dans l'étude de Dobell, il n'y a pas lieu de se préoccuper de ce que les résultats sont moins fiables pour une région que pour une autre; cependant, il convient de noter que la conclusion d'homogénéité de Dobell et al s'applique à tous les types d'appel, locaux et interurbains. Les habitudes d'appel local sont susceptibles d'être plus homogènes que les habitudes d'appel interurbain. À cet égard, cependant, Griffin (1982) conclut que les élasticités-prix pour les appels interurbains sont statistiquement équivalentes pour les différents états faisant partie de son échantillon. Les données disponibles n'admettent par conséquent qu'avec prudence

---

[20]. Voir Bell Canada, Réponse au questionnaire, Bell (CBTA) 8 septembre 1987 - 703 RR88.

[21]. Il est intéressant de noter qu'une étude américaine relativement récente conclut que l'élasticté-prix de la demande pour les services interurbains est constante au cours de la période de la fin des années 70. Voir James Griffin, "The Welfare Implications of Externalities and Price Elasticities for Telecommunications Pricing", The Review of Economics and Statistics, février 1982, p. 59-66.

l'hypothèse selon laquelle les coefficients d'élasticité-prix intra-compagnie sont égaux pour tous les télécommunicateurs canadiens.

3. Évaluation de l'élasticité-prix intercompagnie

Les questions d'ordre économétrique sous-jacentes à l'évaluation des élasticités-prix intercompagnie sont semblables à celles dont nous avons traité dans le contexte des élasticités-prix intracompagnie et, par conséquent, nous ne nous y attarderons pas ici. Nous nous bornerons à souligner une fois de plus que les études anciennes sont susceptibles d'être moins fiables que les études récentes, dans la mesure où elles ne tiennent pas compte de manière satisfaisante des effets de l'introduction et de l'élargissement de l'IA. En outre, les études les plus récentes tendent à développer des spécifications moins restrictives d'effets externes de réseau potentiels. Cependant, un nombre restreint d'études récentes sur l'élasticité-prix des services interurbains intercompagnie rend l'évaluation pour cette catégorie plus problématique que ce n'est le cas pour l'élasticité-prix des appels interurbains intracompagnie.

En outre, les résultats pour l'élasticité-prix intercompagnie semblent présenter de plus grandes différences, ce qui pose aussi un problème. Les deux ouvrages les plus complets (dans le niveau de détail comme dans l'ampleur de l'échantillon total) à cet égard sont l'étude RES d'AT&T et l'étude de Telecom Canada (1984). Il est difficile de comparer ces deux études, car la dernière ne propose pas d'estimation d'élasticité-prix agrégée; cependant, il est évident que la plupart des estimations de Telecom Canada se situent au-dessous des valeurs limites établies dans l'étude d'AT&T. Comme le suggère la table 4, les experts de l'industrie arrivent aussi à des évaluations différentes. Cependant, les opinions exprimées dans la table 4 permettent la conclusion raisonnable que l'élasticité-prix pour les appels intercompagnie devrait être plus élevée que l'élasticité-prix des appels intracompagnie, surtout parce que la distance moyenne entre les correspondants devrait être plus élevée dans le cas d'appels intercompagnie.

L'étude de de Fontenay et Lee mentionnée à la table 3 mérite d'être considérée sérieusement, car elle met en oeuvre une banque de données relativement détaillée. Les estimations figurant dans cette table représentent des approximations reposant sur les valeurs, à la fin de 1979, des variables indépendantes pertinentes. Sans pousser plus avant dans les détails, les auteurs déclarent utiliser une approximation de fonction de demande translog qui, en pratique, permet à l'élasticité-prix de varier selon le prix absolu. Cela représente une substitution intéressante pour l'omniprésente fonction log-log. Malheureusement, cette étude présente des carences sérieuses sur plusieurs plans. L'un des problèmes majeurs est que sa spécification ne correspond pas à une fonction translog véritable. Les auteurs ajoutent plutôt une série de termes d'appoint à un modèle log-linéaire, sans faire en sorte que l'équation d'estimation respecte la forme d'une fonction d'utilité translog (indirecte) ou que les propriétés de symétrie et d'additivité soient satisfaites.[22] L'une des préoccupations

---

22. Une demande correcte serait de définir une fonction d'utilité translog de laquelle on tirerait (au moyen de la Proposition de Shepherd) des équations de part du marché pour le bien. Les équations de part du marché seraient alors estimées statistiquement, et l'élasticité calculée à partir des paramètres des équations de part du marché.

plus connues à cet égard est qu'en réajustant par postes principaux, on soutient l'hypothèse selon laquelle les effets externes de réseau sont négligeables. Les auteurs s'appuient sur un fond théorique pour affirmer que les effets externes de réseau devraient être négligeables dans un système téléphonique parvenu à maturité; cependant, nous avons présenté ci-dessus notre position sur ces effets, en déclarant qu'il s'agissait en fin de compte d'une question empirique et qu'à la limite, les données confirment l'existence de tels effets externes. Pour ces raisons, il convient de mettre en doute la validité des estimations de De Fontenay et Lee.

Les estimations d'AT&T présentées à la table 3 reflètent l'intervention d'autres télécommunicateurs (OCC). En particulier, l'estimation de -0,74 repose sur la constance des prix et de la quantité d'autres télécommunicateurs et de services OUTWATS. L'estimation de -0,92 tient compte de la migration de consommateurs entre les services, tout en ne supposant aucun changement de prix des autres télécommunicateurs et des services OUTWATS. Il semble raisonnable de supposer que l'arrivée de la concurrence sur le marché américain (qui ne s'est pas encore produite au Canada) est responsable, dans une certaine mesure, de la plus grande élasticité-prix estimée pour le système AT&T par rapport à celle du système Telecom Canada. En d'autres termes, tous les autres facteurs demeurant inchangés, l'élasticité-prix pour une entreprise de télécommunications croît en proportion directe avec le nombre de concurrents auxquels doit faire face cette entreprise. Néanmoins, on doit éviter d'adopter cette explication à la légère, en sachant que les consommateurs résidentiels et les petites entreprises exigent des réductions de prix considérables avant d'envisager de quitter AT&T.[23]

Une autre considération susceptible de présenter un intérêt particulier lorsqu'on compare les études d'AT&T et de Telecom Canada est le fait que le gouvernement fédéral et d'autres organismes publics, telles les sociétés de la Couronne, sont de grands utilisateurs du service interurbain au Canada, ce qui n'est pas le cas pour le secteur public américain. Il est certain qu'une grande partie des appels placés par des employés du gouvernement fédéral sont acheminés par le réseau gouvernemental GTA, au moyen de lignes directes et de lignes WATS. Néanmoins, il existe une quantité considérable de trafic de SICT issu du secteur public. Il semble correct de supposer que l'élasticité-prix de la demande sera moindre pour le secteur public que pour le secteur privé.

En résumé, il existe des raisons théoriques plausibles pour expliquer les élasticités estimées élevées de l'étude d'AT&T, bien qu'il soit impossible de déterminer, à partir des informations disponibles, si ces raisons suffisent à expliquer les différences observées entre les résultats obtenus par AT&T et Telecom Canada. Les estimations de Telecom Canada qui portent sur les tranches tarifaires où les distances sont les plus élevées sont très sensibles à la spécification de certaines variables importantes, surtout celle du revenu. Cela est préoccupant et soulève des questions quant à la précision des autres coefficients du modèle. En outre, l'erreur systématique potentielle que l'on associe au fait d'ignorer la capacité de substitution entre les services WATS et SICT semble être particulièrement pertinente pour le

---

23. Voir Harold Sonenklar et Martin G. Taschdjian, The Economics of Residential AT&T - OCC Choice, Réponse à une demande de renseignements, Bell (CRTC), 20 mars 1987-713 e) RRB.

modèle intercompagnie. Néanmoins, il semble prudent de conclure que l'élasticité plus élevée d'AT&T n'est pas un résultat entièrement statistique.

Étant donné la plus grande imprécision des données disponibles pour les élasticités-prix intercompagnie, il semble prudent d'énoncer pour ces dernières une gamme plus étendue de valeurs préférées que ce n'est le cas pour les estimations d'élasticité-prix intracompagnie. Sur la base des données examinées, nous suggérons une gamme de -0,55 à -0,85 pour les estimations d'élasticité-prix intercompagnie dans le contexte canadien. Il convient d'avertir encore une fois que cette gamme représente une moyenne pour tout le système de Telecom Canada, et qu'elle est susceptible de ne pas s'appliquer au trafic habituel entre certaines provinces adjacentes.

d) Évaluation des élasticités-prix Canada-États-Unis et Canada-autres pays

Il existe très peu de données sur les habitudes d'appel international et surtout sur les élasticités-prix habituelles pour ce secteur. Plusieurs hypothèses sont plausibles. L'une de celles-ci soutient que les appels acheminés vers des destinations situées à l'extérieur de l'Amérique du Nord couvriront une plus grande distance, en moyenne, que les appels interurbains intérieurs (au Canada) ou entre le Canada et les États-Unis. Toutes choses étant égales par ailleurs, cette hypothèse suggère que les appels internationaux devraient se caractériser par une élasticité-prix plus forte que les appels interubains intérieurs. Il est aussi vraisemblable que l'utilisation d'autres systèmes de télécommunications devrait être plus attrayante pour les appels internationaux que pour les appels intérieurs. Plus particulièrement, le télégraphe et le télex pourraient se révéler des systèmes de télécommunications susceptibles de remplacer avantageusement les appels interubains internationaux.
Cependant, si l'on part de l'hypothèse que la plus grande portion du trafic interurbain entre le Canada et les États-Unis suit l'axe Nord-Sud et, compte tenu de la grande concentration d'entreprises canadiennes le long de la frontière canado-américaine, les habitudes d'appel entre le Canada et les États-Unis pourraient présenter des ressemblances avec les habitudes d'appel d'affaires intercompagnie au sein du Canada et des États-Unis.[24] Cependant, les gouvernements canadiens utilisent probablement à un moindre degré les services interurbains entre le Canada et les États-Unis. Dans la mesure où l'élasticité-prix est plus faible pour les organismes du secteur public que pour leurs contreparties du secteur privé, nous avons une autre raison de nous attendre à ce que les élasticités-prix de la demande pour les appels entre le Canada et les États-Unis et entre le Canada et les autres pays soient plus élevées que les estimations d'élasticité-prix intracompagnie et intercompagnie examinées dans les sections ci-dessus.

Les résultats empiriques pour les appels interurbains internationaux à l'extérieur de l'Amérique du Nord sont de nature particulièrement spéculative, étant donné que les restrictions en ce qui a trait à la capacité d'acheminement influent probablement beaucoup sur la quantité d'appels observée. En pratique, nous faisons peut-être face à un problème d'identification majeur pour cet ensemble de services interurbains. En outre, l'interurbain automatique n'avait pas encore vu le jour au

---

[24]. On suppose ici que le trafic téléphonique entre le Canada et les États-Unis d'une part, et entre le Canada et les autres pays d'autre part, est essentiellement de nature commerciale.

cours d'une grande partie de la période de l'après-guerre. Par conséquent, le fait qu'il était plus facile de placer des appels internationaux peut avoir eu une grande influence sur la demande. Il reste toutefois difficile d'incorporer le temps requis pour placer un appel international et rejoindre son correspondant en une mesure du coût de l'appel.[25] Par conséquent, il est possible que les estimations empiriques de l'élasticité-prix des appels internationaux soient beaucoup moins fiables que celles des appels interurbains intracompagnie et intercompagnie.

Nous faisons aussi face à la question de savoir comment modéliser les effets externes de réseau potentiels en ce qui a trait aux appels transfrontaliers et internationaux. Il est certes possible de soutenir que de tels effets externes existent comme c'est le cas pour les appels interurbains intracompagnie et intercompagnie; cependant, compte tenu du sous-ensemble beaucoup plus restreint d'abonnés canadiens qui placent des appels interurbains, la modélisation de l'ampleur du groupe d'intérêt potentiel est susceptible de présenter des différences par rapport à celle des appels interurbains intracompagnie et intercompagnie.

La plus grande incertitude qui existe en matière d'élasticité-prix des appels internationaux est illustrée dans l'estimation sommaire de Taylor (1980), selon laquelle de telles élasticités-prix se situent entre 0,6 et 1,2. Cette incertitude est accrue par des résultats relativement récents, selon lesquels l'hypothèse de l'homogénéité de niveau zéro se trouve sérieusement mise en question dans le cas de la téléphonie internationale.[26] Cette hypothèse repose à la base de l'analyse de la demande et elle sert de prémices aux études sur les appels interurbains intracompagnie et intracompagnie. Une autre étude conclut que l'élasticité-prix de la demande pour les appels internationaux était très instable entre 1964 et 1973. Plus particulièrement, on y estimait l'élasticité-prix des appels internationaux placés aux États-Unis à -0,098 entre 1964 et 1968, et -1,718 entre 1969 et 1973.[27] Les auteurs attribuent cette augmentation sensible à l'insuffisance de l'offre au cours de la première période. Bien que l'hypothèse de l'insuffisance de l'offre soit à retenir, l'ampleur de cette erreur systématique semble sujette à caution. L'instabilité du paramètre semble renforcer le succès limité atteint jusqu'à présent en ce qui a trait à la modélisation et à l'estimation des courbes de demande pour les services téléphoniques internationaux.

Face à l'incertitude des données disponibles, il est prudent de proposer une gamme relativement étendue pour l'élasticité-prix de la demande suggérée pour les services interurbains internationaux. La gamme suggérée par Taylor, entre -0,6 et -1,2, semble être une évaluation réaliste de l'élasticité-prix probable de la demande pour les services téléphoniques internationaux.

---

25. Ce point est traité en détails dans Taylor, 1980, op. cit., p. 145-147.

26. Voir William R. Schultz et John Triantis, "Pooled Regression Applied to International Telephone Demand", Telecommunications Journal, Vol. 49, 1982, p.777-781.

27. Voir John Rea et Gerald Lage, "Estimates of Demand Elasticities for Telecommunications Services", The Journal of Industrial Economics, vol. XXVI, n° 4, juin 1978, p. 363-381.

En ce qui a trait aux appels interurbains entre le Canada et les États-Unis, une étude en estime le coefficient d'élasticité-prix entre -0,6 et -0,7.[28] Une autre étude en arrive à une valeur absolue légèrement plus élevée, soit -1,0.[29] Ces estimations sont vraisemblables à la lumière des résultats pour les appels interurbains intercompagnie obtenus ci-dessus. Par conséquent, en ce qui a trait aux appels interurbains entre le Canada et les États-Unis, nous suggérons une gamme d'élasticité-prix de -0,65 à -1,0.

5. Évaluation des services WATS et d'appel avec l'assistance du téléphoniste

Les estimations précédentes sur l'élasticité-prix de la demande pour les services interurbains portent sur le SICT. Par conséquent, elles comprennent les appels d'IA et les appels avec l'assistance du téléphoniste. Les appels IA représentent la plupart des appels de SICT, en ce qui concerne les élasticités recommandées. Aucune étude existante ne comporte d'estimation fiable portant sur les appels IA d'une part et les appels avec l'assistance du téléphoniste d'autre part. En outre, puisque la grande majorité des appels avec l'assistance du téléphoniste sont des appels internationaux, les différences entre les élasticités pour ces deux catégories d'appel seront reliées aux différences de distance moyenne selon les catégories d'appel. Il est possible de proposer l'hypothèse que, pour tout abonné plaçant un appel qui couvre une distance donnée, l'élasticité-prix de la demande pour l'IA est plus élevée que pour les appels avec l'assistance du téléphoniste, puisque ces derniers entraînent des coûts implicites relatifs au temps passé à communiquer avec le téléphoniste. De surcroît, une portion considérable des appels avec l'assistance du téléphoniste peuvent impliquer des virements de frais au demandeur. Malheureusement, il n'est pas possible d'être plus précis sur ce point.

En ce qui a trait au service WATS, Taylor note que les ouvrages qui adoptent la méthode empirique sont très rares.[30] Dans les trois études citées par Taylor, l'élasticité-prix du service WATS (de départ et d'arrivée) couvre la gamme entre -0,33 et environ -1,00. Il convient de noter expressément que l'élasticité-prix est le rapport qui existe entre la quantité demandée d'un produit et le prix de ce produit. L'élasticité-prix croisée est le rapport qui existe entre la quantité demandée d'un produit et le prix d'un bien ou service connexe. Les très grandes différences entre les diverses méthodes statistiques mises en oeuvre dans les études disponibles font qu'il est pratiquement inutile de tenter de concilier les résultats. Il semble ressortir de toutes les études que la demande pour le service WATS est plus élastique que celle

---

28. Voir R.F. Craver, " A Demand Analysis Study of Telecommunictions Between Canada and the United States", ouvrage non publié, AT&T Long Lines Overseas Economic Research, janvier et avril 1976.

29. Voir R. Khadem, "An Economic Demand Model of Canada-U.S. Voice Telecommunications", Computer Communications and Network Services, Ottawa, Bell Canada, 1973.

30. Voir Taylor op. cit.,1980.

TABLEAU 1

Estimations de l'élasticité-prix de la demande
pour les appels interurbains à grande distance(intracompagnie)

Etude et catégorie de demande		Variable dépendante		Elasticité-prix A court terme	Elasticité-prix A long terme	Type de données	
1. Dobell, et. al.	(1972)	PDR	(Résidentiel)	-0.30	-1.90	TS : A	Bell Canada
2. Rush	(1972)	PDR	(Résidentiel)	na	-0.94	TS : M	Bell Canada
2. Waverman	(1974)	PDR/T	(Résidentiel)	na	-1.16	TS : A	Bell Canada
4. Waverman	(1974)	PDR/T	(D'affaires)	-1.20	-1.35	TS : A	Bell Canada
5. Kwok, Lee and Pearce	(1975)	Messages	(Résidentiel/ d'affaires)	-0.18	-0.41	TS : Q	Bell Canada
6. Breslaw	(1980)	PDR	Résidentiel/ d'affaires)	na	-1.30	TS : A	Bell Canada
7. Fuss and Waverman	(1981)	PDR/Personne	(Résidentiel/ d'affaires)	na	-1.39/-2.05	TS : A	Bell Canada
8. Griffen	(1982)	Messages	(Résidentiel/ d'affaires)	na	-0.60	TS/CS : Q	Etats individuels
9. Scott	(1986)	- Minutes/poste principal;					
		a) résidentiel			-0.52	TS : M	B.C. Tel
		b) d'affaires			-0.23	TS : M	B.C. Tel
		c) résidentiel/d'affaires			-0.60	TS : M	B.C. Tel
10. Bell Canada	(1986)	- PDR					
		a) heures de pointe (surtout d'affaires)			-0.44)		
		b) heures creuses (surtout résidentiel)			) * -0.43)	TS : Q	Bell Canada
					-0.06)		
11. Bell Canada	(1987)	- PDR			-0.43		
		a) heures de pointe			-0.47	TS : Q	Bell Canada
		b) heures creuses			-0.06		

Sources :

Lester Taylor, Telecommunications Demand: A Survey and Critique, Cambridge, Ballinger Publishing Company, 1980, p. 99 et revue des études par l'auteur.

a) na : non disponible b) PDR : revenus ajustés au prix c) M : mensuelle
d) A : annuelle e) Q : trimestrielle f) TS : période
g) C.S. : échantillon * moyenne pondérée de -0,46 selon les pondérations des parts de revenus de 1984

TABLEAU 2

Estimations de l'élasticité-prix et de l'élasticité-revenus pour les appels interurbains intra-états (Bell Canada)

État	Variable dépendante	Élasticité-prix		Élasticité-revenus		Forme de modèle	Remarque
		A court terme	A long terme	A court terme	A long terme		
État A-1	M	(-0.16)		(0.92)		Linéaire	Le coût total comprend les appels inter-états; estimés selon la méthode Durbin à deux étapes: indice-chaîne des prix des appels interurbains
État A-2	M/MT	-0.15	-0.22	0.58	0.86	Log Koyck	Variable distincte IPC; indice-chaîne des prix des appels interurbains
État A-3	M/MT	(-0.12)		(0.88)		Linéaire	Le coût total comprend les appels inter-états; estimés selon la méthode Durbin à deux étapes; indice-chaîne des prix des appels interurbains
État B-1	M/T	-0.32	-0.60	0.63	1.18	Log Koyck	Indice-chaîne des prix des appels interurbains
État C-1	M	-0.07	-0.14	0.24	0.53	Log Koyck	Nombre moyen des postes téléphoniques moins les lignes résidentielles, en guise de prédicteur
État D-1	PDR	-0.35	-0.45	0.31	0.40	Log Koyck	Période de temps en guise de prédicateur
État E-1	M/MT	-0.03	-0.85	0.05	1.40	Kig Fl-Adj	
État E-2	M/MT	-0.21	-0.73	0.19	0.65	Log Koyck	
État E-3	M/MT	-0.17	-1.04	0.09	0.55	Log Fl-Adj	
État E-4	M/T	-0.26	-1.04	0.14	0.56	Log Koyck	
État E-5	M/MT	-0.13	-0.81	0.21	1.28	Log Koyck	
État F-1	PDR/POP	-0.14	-0.62	0.21	0.91	Log Koyck	Nombre de postes téléphoniques principaux en guise de prédicteur
État G-1	PDR/POP	-0.16	-0.56	0.80	2.71	Log Koyck	Nombre de téléphones moins le nombre de lignes résidentielles en guise de prédicteur
État H-1	PDR	-0.37	-0.50	0.63	0.88	Log Koyck	Période temporelle et prix des autres services téléphoniques inclus en guise prédicteur; indice-chaîne des prix des appels interurbains
Ftat I-1	M/T	-0.44	-0.84	0.19	0.36	Log Koyck	Indice-chaîne des prix des appels interurbains
État I-2	PDR/POP	-0.29	-0.64	0.24	0.54	Log Koyck	Indice-chaîne des prix des appels interurbains; nombre de postes téléphoniques moins le nombre de lignes résidentielles per capita en guise de prédicteur
État I-3	M/T	-0.35	-0.96	0.31	0.81	Log Koyck	Indice-chaîne des prix des appels interurbains
État I-4	M/T	(-0.59)		(0.52)		Double Log	Indice-chaîne des prix des appels interurbains; estimés selon la méthode Cochrane-Orcutt
État J-1	PDR/POP	-0.14	-0.23	0.24	0.58	Log Koyck	Nombre de postes téléphoniques moins le nombre de lignes résidentielles per capita en guise de prédicteur; température aussi
État K-1	PDR/T	-0.21	-0.91	0.39	1.70	Log Koyck	
État L-1	M	-0.20	-0.39	0.45	0.85	Log Koyck	Nombre de ménages en guise de prédicteur
État L-2	M	-0.23	-0.43	0.59	1.12	Log Koyck	Nombre de ménages en guise de prédicteur
État M-1	PDR/POP	-0.12	-0.69	0.47	2.77	Log Koyck	Tarif postal de première classe en guise de prédicteur
État M-2	PDR/POP	-0.17	-0.83	0.46	2.23	Log Koyck	Tarif postal de première classe en guise de prédicteur

TABLEAU 2 (suite)

Estimations de l'élasticité-prix et de l'élasticité-revenus pour les appels interurbains intra-états (Bell Canada)

État	Variable dépendante	Élasticité-prix		Élasticité-revenus		Forme de modèle	Remarque
		A court terme	A long terme	A court terme	A long terme		
État N-1	PDR/POP	-0.14	-0.82	0.33	2.01	Log Koyck	
État N-2	PDR	-0.24	-0.86	0.60	2.10	Log Koyck	Changement de revenu assurable
État N-3	PDR/POP	-0.15	-0.79	0.44	2.35	Log Koyck	aux fins d'assurance-chômage
État N-4	PDR/POP	-0.13	-0.91	0.36	2.52	Log Koyck	en guise de prédicteur
État O-1	PDR/POP	-0.07	-0.84	0.23	2.65	Log Koyck	Transformation du premier ordre; taux d'assurance-chômage en guise de prédicteur
État R-1	PDR/POP		(-0.21)		(0.59)	Linéaire	Premier écart
État Q-1	PDR	-0.31	-0.37	1.08	1.32	Log Koyck	Variable dépendante inclut les lignes directes et les lignes WATS; normalisation du deuxième ordre par les moindres carrés généralisés; indice-chaîne total des prix des appels interurbains

Symboles : M : messages; MT : téléphone principal; T : téléphones moins lignes résidentielles; PDR : revenus ajustés aux prix; POP : populations; Fl-Adj : modèle de Houthakker-Taylor d'ajustement du trafic.

TABLEAU 3

Estimations de l'élasticité-prix de la demande
pour les appels interurbains à grande distance (Intracompagnie)

	Etude et catégorie de demande		Variable dépendante	Elasticité-prix A court terme	A long terme	Type de données	
1.	Dobell, et. at.	(1972)	PDR	-0.11		TS : A	Trans Canada
2.	AT&T (LDI)	(1973	Messages	na		TS :	Bell System
3.	Khadem	(1973)	PDR	-1.28		TS : Q	Trans Canada
4.	Davis, et.al.	(1973)	PDR	-0.88		TS : Q	Bell System
5.	Kwok, Lee and Pearce	(1975)	Messages	-1.70		TS : Q	Trans Canada
6.	Pacey	(1983)	Messages			TS/CS : SA	13 paires urbaines
7.	DeFontenay and Lee	(1983)	Min/Poste princ.			TS : Q	B.C./Alberta
8.	AT&T [RES]	(1987)	Minutes			TS : Q	Bell System
9.	Telecom Canada	(1984)	PDR Période à tarif réduit*			TS : Q	Trans Canada
			Période à plein tarif*				

a) A moins d'indication contraire, les estimations portent sur les abonnés d'affaires et résidentiels.

* Correspond à trois branches tarifaires distinctes.

** Correspond aux hypothèses sur la migration vers d'autres télécommunicateurs.

TABLEAU 4

Estimations résumées de sources extérieures

Source		Variable dépendante	Estimations de l'élasticité-prix	
1. Taylor	(1983)	Minutes de conversation (D'affaires/ résidentiel)	inter-états inter-états international	-0.65 (±0.15) -0.75 (±.20) -0.90 (±.30)
2. Peat Marwick	(1984)	Appels (D'affaires/ résidentiel)	tarif intra tarif inter	-.75 -1.28
3. Perl	(1985)	Minutes de conversation (D'affaires/ résidentiel)	intra LATA inter LATA inter-états	-0.5/0.65 -0.64/0.83 -0.60/0.84
4. Breslaw and Smith	(1982)	Messages (D'affaires/ résidentiel)	Bell Canada	-1.2/2.0
5. Wenders	(1987)	D'affaires/ résidentiel	inter-états	-1.0

pour le SICT d'affaires.[31] Cette dernière conclusion est consistante avec le fait que le WATS et le SICT sont fortement interchangeables pour les grandes entreprises qui peuvent se permettre des lignes WATS ou des lignes directes, alors que les petites entreprises ne peuvent pas justifier l'utilisation de services interurbains en masse. En pratique, pour tous les abonnés d'affaires, le SICT peut se substituer plus facilement au service WATS que le contraire. Cette plus grande facilité de substitution entourant le service WATS est peut-être à l'origine de son élasticité-prix plus forte.

DONNÉES INDIRECTES TIRÉES DE L'EXPÉRIENCE AMÉRICAINE

Au cours des dernières années, des réductions considérables des tarifs interurbains, en termes nominaux et réels, ont eu lieu aux États-Unis.[32] Ces réductions offrent un autre "laboratoire" potentiel qui permet d'observer les réponses de quantité à des changements de prix importants. Malheureusement, il nous a été impossible de trouver une étude qui isole, des autres influences possibles, celles des fluctuations de prix sur les changements de la quantité demandée. Cela est particulièrement malheureux, car certains faits suggèrent que le volume d'appels interurbains s'est accru à un rythme plus rapide que prévu au cours des dernières années. Par exemple, Buckalew note qu'en juin 1984, il y a eu réduction de 6,5 % des tarifs des messages interurbains; en 1985, on enregistrait une augmentation de 18 % du nombre de messages, alors que le rythme de croissance normal se situe entre 7 et 10 %.[33] Autre exemple, la Federal Communications Commission a décidé que les compagnies de téléphone locales aux États-Unis sous-estiment systématiquement les profits qu'elles tirent des appels interurbains et elle a décrété des réductions de tarif pour 1988. La FCC a conclu que les compagnies de téléphone ont sérieusement sous-estimé le volume probable d'appels interurbains en 1988. La FCC prévoit une croissance de 14 % par année du nombre d'appels, alors que les compagnies de téléphone ne projettent qu'une augmentation de 3,6 %.[34]

---

31. Cette conclusion se trouve aussi dans A. Noel Doherty, "Empirical Estimates of Demand and Cost Elasticities of Local Telephone Service" dans Patrick Mann et Harry Trebibg, éditeurs, Changing Patterns in Regulation, Markets and Technology: The Effect on Public Utility Pricing, East Lansing, Michigan State University, 1984, p. 115-141. Une étude américaine récente rapporte une élasticité-prix propre pour le service WATS approchant -1,000 ou dépassant ce chiffre. Les élacticités-prix croisées pour le SICT approchent +1,000 ou excèdent ce chiffre. Voir James M. Griffen et Bruce Egan, " Demand System Estimation in the Presence of Multi-Block Tariffs: A Telecommunications Example", The Review of Economics and Statistics, août 1985, p. 520-524.

32. Par exemple, AT&T a coupé ses tarifs inter-états d'environ 36 % entre 1983 et 1987. Voir Barron's, 4 janvier 1988, p. 7.

33. Voir Témoignage d'Allen G. Buckalew au nom de l'Organisation Anti-pauvreté devant le CRTC, août 1987.

34. Voir le Globe and Mail, 26 décembre 1987, B13.

Il est possible d'avancer l'hypothèse que les estimations des compagnies de téléphone de l'élasticité-prix de la demande pour les services interurbains sont trop basses, pour une raison ou une autre. Comme nous l'avons mentionné ci-dessus, les données suggèrent que les estimations de l'élasticité demeurent relativement stables au cours des années 70; toutefois, cela n'exclut pas la possibilité que la demande soit devenue plus élastique au cours des années 80, bien qu'il ne soit pas clair pourquoi ce serait le cas.[35] Une autre hypothèse veut que d'autres variables, qui influent sur la position de la courbe de demande pour les services interurbains, aient changé au cours de cette période, à un rythme plus rapide que prévu par les compagnies de téléphone. Ainsi, la courbe de la demande pour les services interurbains se serait déplacée vers l'extérieur à un rythme plus rapide que prévu. Les revenus d'interurbain croîtraient alors à un rythme plus rapide que prévu, peu importe le prix.

Cette dernière hypothèse attire l'attention sur des facteurs d'environnement qui peuvent avoir été radicalement différents et que l'on n'a pas prévus au cours des années 80 par rapport aux années antérieures. C'est vraisemblablement ce qui s'est produit pour la modification du mélange des clients de services interurbains. Plus particulièrement, il est possible qu'il y ait eu augmentation du nombre d'utilisateurs intensifs de services interurbains par rapport au nombre d'utilisateurs non-intensifs des mêmes services, parallèle à l'accroissement du nombre d'industries tertiaires aux États-Unis par rapport au nombre d'industries primaires et secondaires. Les données figurant au tableau 5 confirment cette hypothèse séduisante; des données canadiennes sont utilisées par procuration pour les distributions américaines.

Tableau 5
Industries qui utilisent le plus les télécommunications au Canada

	Secteur	% des dépenses allouées aux télécommunications
1.	Radiodiffusion et Télédiffusion	5.2
2.	Services de santé	3.0
3.	Banques et caisses de crédit	2.8
4.	Transport ferroviaire	2.7
5.	Services divers aux entreprises	2.4
6.	Publicité	2.3
7.	Commerce de gros	2.1
8.	Autres institutions financières et agences d'immobilier	2.0
9.	Construction et autres	2.0
10.	Assurances	1.7

Source : Rapport de l'enquête fédérale-provinciale sur la tarification des télécommunications et l'universalité d'un service abordable, ministère des Communications, Ottawa, 1986, p.303

---

[35]. On prévoirait plutôt que la demande deviendrait de plus en plus inélastique au fur et à mesure que tombent les prix. On trouvera plus loin dans ce rapport une évaluation plus complète du rapport qui pourrait s'établir entre les conditions d'entrée sur le marché et l'élasticité-prix de la demande pour les services interurbains.

Ces 10 principales industries ont dépensé 2,46 milliards en services téléphoniques et télégraphiques en 1981. Cela représente environ 62 % des 4 milliards environ qui ont été dépensés par les 189 secteurs industriels inclus dans les tableaux d'Entrée-Sortie de Statistique Canada.[36] Certaines industries énumérées dans le tableau 5 ont joui d'une croissance considérable au milieu des années 80, plus particulièrement celles qui font partie des secteurs financiers et des services aux entreprises. Cette croissance était due, en partie, à l'effervescence des marchés de capitaux et au dollar américain surévalué, qui a étouffé les activités manufacturières au profit des activités de service.

La portion du PNB atribuable aux 10 industries énumérées au tableau 5 a été calculée pour les États-Unis. Ce pourcentage n'a subi qu'une légère augmentation entre 1970 et 1975, c'est-à-dire de 31,7 à 31,9 %. En 1980, cette portion avait atteint les 34,3 %; en 1985, 35,3 et en 1986, 35,9 %. Une augmentation encore plus considérable a eu lieu entre 1980 et 1985 dans la portion du PNB attribuable à toutes les entreprises des secteurs financiers, des services, des assurances et de l'immobilier, soit de 29 à 32 %. Ce chiffre est passé à 33 % en 1986. La portion du PNB attribuable à ces secteurs est restée relativement stable au cours de la plus grande partie des années 70. Le mouvement qui s'est produit au cours des années 80 dans le mélange des entreprises au sein de l'industrie pourrait fort bien être un facteur qui contribue à une croissance plus rapide que prévu du trafic interurbain, puisque, en règle générale, les modèles existants n'incluent pas de constante représentant les statistiques démographiques sur les abonnés.

Il existe une autre possibilité, à savoir que les fortes réductions qu'ont subi les tarifs interurbains publics ont encouragé la migration vers le réseau public du trafic de réseaux privés et virtuellement privés, plus spécialement à cause du fait que les tarifs des lignes directes sont restées pratiquement inchangés au cours des dernières années. En pratique, toute augmentation non prévue de la demande pourrait refléter l'influence des élasticités-prix croisées entre les réseaux privés partagés et le réseau commuté public. Étant donné que les réseaux interurbains privés ne sont pas permis au Canada, ce facteur ne serait pas pertinent dans le contexte de la réduction de tarifs de SICT canadiens. En tout cas, les données sur l'expérience récente aux États-Unis de la croissance du trafic interurbain sont très fragmentaires et de nature anecdotique. Il reste qu'il n'existe aucune preuve, à notre connaissance, démontrant de manière irréfutable que la croissance récente contredit les estimations d'élasticité-prix proposées dans une section antérieure de ce rapport.

ENTRÉE SUR LE MARCHÉ ET ÉLASTICITÉ DE LA DEMANDE

Cette section vise à examiner si l'on peut s'attendre à ce que les élasticités-prix de la demande globale pour les services interurbains résumées dans la section précédente changent pour divers scénarios d'entrée concurrentielle. Il convient de mettre l'accent sur le fait que nous nous préoccupons de la demande totale du marché pour des services interurbains et non de la demande pour un pourvoyeur de services particuliers ou un groupe de pourvoyeurs de services.

---

[36]. Voir Rapport de l'enquête fédérale-provinciale sur la tarification des télécommunications et l'universalité d'un service téléphonique abordable, Ministère des Communications, Ottawa, 1986, p. 303.

1. Facteurs influant sur l'élasticité-prix

En surface, il ne semble pas qu'il existe, en soi, un rapport systématique entre l'élasticité-prix de la demande globale et le nombre de fournisseurs. En règle générale, les économistes considèrent que l'élasticité-prix de la demande du marché dépend de : 1. la disponibilité de produits de remplacement proches du produit concerné; 2. la portion du budget du consommateur allouée à l'acquisition du produit concerné; 3. le degré auquel les consommateurs sont informés des remplacements possibles de ce produit qui sont disponibles sur le marché, plus particulièrement, de produits comparables à des prix moins élevés; 4. la motivation des décideurs de réduire au maximum les frais d'acquisition du bien ou du service en question. On s'attend à ce que l'élasticité-prix augmente en proportion directe avec l'augmentation du nombre des produits de remplacement. Elle augmentera aussi dans la mesure où les consommateurs sont mieux informés sur les produits de remplacement disponibles sur le marché et dans la mesure où les décideurs sont motivés à être des acheteurs judicieux. Enfin, toutes choses étant égales par ailleurs, plus un produit prend de l'importance dans le budget des consommateurs, moins l'élasticité-prix de la demande prévue pour ce produit sera élevée.[37]

Le premier facteur, c'est-à-dire la disponibilité de produits de remplacement dépendra, à son tour, de nombreux éléments. Par exemple, là où les consommateurs recherchent des produits faits sur mesure ou différents, la demande sera moins liée au prix, toutes autres choses étant égales. Cela se produit parce que la disponibilité de produits de remplacement "standards" présentera un intérêt moindre aux yeux de tels consommateurs que de ceux qui ont des intérêts "moyens", ou qui peuvent se servir de produits standards sans perte sur le plan de l'efficacité ou de l'utilité. Dans la même veine, lorsque le consommateur court un risque relativement élevé à l'achat d'un produit insatisfaisant ou inadéquat, il restera assez fidèle aux marques connues et refusera de changer de fournisseur, ignorant même, dans certains cas, des réductions de prix considérables.

Les renseignements que possédera le consommateur sur les prix et autres caractéristiques du produit dépendront aussi de plusieurs éléments. Le plus important de ceux-ci est peut-être la nature du produit en question. S'il s'agit d'un produit de renommée, c'est-à-dire si on le choisit sur la base de recommandations, la "qualité" des renseignements disponibles au consommateur typique est susceptible de décroître plus le nombre de fournisseurs potentiels s'accroît. D'un autre côté, s'il s'agit d'un produit "d'achat réfléchi", c'est-à-dire que son prix et ses autres caractéristiques peuvent être évalués à l'inspection ou pendant une période d'essai limitée, l'augmentation du nombre de fournisseurs devrait permettre à un plus grand nombre de consommateurs fournissant un même effort de profiter d'une plus grande quantité d'informations utiles. Le premier rapport repose sur l'idée que les consommateurs se tournent généralement vers leurs amis, les membres de leurs familles ou de proches connaissances pour obtenir des informations sur la réputation des produits auxquels ils s'intéressent. Plus le nombre de vendeurs potentiels est élevé, moins une personne-ressource pourra être en mesure de fournir une appréciation globale de toutes les occasions sur le marché. Le deuxième rapport repose sur l'idée que, plus le nombre de vendeurs s'accroît, plus la distribution des

---

37. Voir Michael Porter, Competitive Strategy, New York, The Free Press, 1980, p. 116-117.

caractéristiques du vendeur approchera une distribution normale. D'où il s'ensuit que les acheteurs peuvent réduire leurs frais de recherche réels, car l'échantillonnage au hasard sera plus efficace. Il est peut-être plus opportun en pratique de supposer que des intermédiaires feront leur apparition sur le marché en tant que "courtiers" spécialisés dans la cueillette d'informations susceptibles d'intéresser vendeurs et acheteurs, au moment où une masse critique suffisante aura été atteinte des deux côtés, et au moment où l'on n'aura plus à essayer le produit en question pour en comprendre les caractéristiques principales.[38]

Enfin, la motivation des acheteurs "d'optimiser" leurs achats en tentant d'égaliser les résultats marginaux des intrants, ou l'utilité marginale des extrants, aux prix, dépendra présumément, à la limite, des pressions auxquelles feront face les décideurs pour maximiser les profits. Par exemple, là où les acheteurs d'entreprise se font concurrence, ils n'ont pas d'autre choix que de viser le maximum de rendement. De tels acheteurs devraient être très sensibles à des différences de prix relatives entre les différentes catégories de produits.

2. Entrée sur le marché et facteurs influant sur l'élasticité-prix

Compte tenu des facteurs déterminés dans la section précédente, l'arrivée de nouveaux concurrents sur le marché peut influer sur l'élasticité-prix de la demande globale de SICT, si ces concurrents influent sur l'information disponible aux consommateurs, s'ils réussissent à renverser le sentiment de loyauté que portent les consommateurs à certaines marques de commerce et s'ils contribuent à l'accroisseemnt du nombre d'acheteurs potentiels, ou l'un de ces facteurs au moins.

Les termes de référence de cette étude ont aidé à déterminer plusieurs scénarios possibles d'entrée concurrentielle:

1. Un petit nombre de nouveaux concurrents qui offrent des installations pour le marché du service interurbain à communications tarifées;

2. En plus d'un petit nombre de nouveaux concurrents offrant des installations pour le marché des SICT, les revendeurs sont autorisés à opérer au sein du segment SICT du marché, et d'acheminer par les États-Unis du trafic intérieur canadien;[39]

---

38. Pour un modèle qui relie les informations disponibles au consommateur, le nombre de vendeurs et le type de produit, voir Mark A. Satterthwaite, "Consumer Information, Equilibrium Industry Price, and the Numbers of Sellers", The Bell Journal of Economics, vol. 10, nº 2, automne 1979, p. 484-501.

39. À l'heure actuelle, la revente de trafic du SICT au sein du Canada est défendue par le CRTC; toutefois, les revendeurs ont mis sur pied des entreprises au Canada qui acheminent le trafic sur des lignes hors circonscription à des commutateurs situés aux États-Unis, ces appels étant alors acheminés sur des lignes offertes par des télécommunicateurs américains. Ces appels "aboutissent" à des centraux locaux américains. Par conséquent, le demandeur canadien réalise des économies sur la portion américaine de l'appel, bien qu'il doive placer un appel interurbain pour rejoindre le commutateur du revendeur.

3. Il n'existe aucune restriction quant aux personnes et organismes pouvant desservir le marché du SICT, en qualité de télécommunicateur ou de revendeur.

A. Nouvelle concurrence et information

La première question à l'étude est celle de la mesure dans laquelle la présence de nouveaux concurrents est susceptible d'influer sur la quantité et la qualité d'informations disponibles aux acheteurs de SICT. Cette question dépend de la question à savoir si l'acheteur de SICT acquiert un bien "de renommée" ou un bien "d'achat réfléchi", c'est-à-dire si les consommateurs potentiels sont en mesure de choisir leurs fournisseurs en fonction de caractéristiques qui peuvent être évaluées au préalable, ou si les renseignements nécessaires doivent provenir de l'utilisation directe des services ou indirectement, de la part d'amis ou de connaissances.

Un bref examen de cette question révèle que les services téléphoniques ressemblent beaucoup plus à un bien d'achat réfléchi qu'à un bien de renommée. Plus particulièrement, alors que la qualité de la transmission et les autres facteurs connexes sont évidemment très importants, il est facile pour tous les télécommunicateurs en Amérique du Nord d'offrir le signal de qualité minimale requis pour acheminer le gros du trafic de SICT, c'est-à-dire les fréquences vocales. Les normes techniques existantes s'appliqueront à tout nouveau concurrent et, par conséquent, il n'y a aucune raison de croire que, pour la majorité des abonnés, la qualité technique serait une caractéristique importante sur laquelle on se fonderait pour préférer un fournisseur à un autre.[40] L'une des caractéristiques qui servirait le plus à distinguer les fournisseurs serait la facilité d'accès à la "boucle locale" dont jouissent certains télécommunicateurs. Plus la distribution de l'accès au réseau serait égale, plus cette question perdrait de l'importance; cependant, même si l'accès égal au réseau n'était pas immédiatement mis à la disposition de tous les pourvoyeurs de services interurbains, les abonnés pourraient quand même établir des différences entre les fournisseurs. En d'autres termes, les abonnés pourraient facilement être informés des centraux locaux qui ne sont pas accessibles par des télécommunicateurs donnés ou des différents codes d'accès requis pour utiliser des services interurbains particuliers, ou les deux.[41]

L'expérience américaine a produit des données qui permettent de considérer comme un bien d'achat réfléchi les services interurbains dans un marché

---

40. Les abonnés qui transmettent et reçoivent des données en grande quantité sont susceptibles d'être plus sélectifs en ce qui concerne la vitesse et la qualité de la transmission de leur trafic sur le réseau de télécommunications; cependent, les caractéristiques techniques sont bien définies pour les réseaux de données et il devrait être facile pour les abonnés d'affaires sophistiqués de déterminer si les services de données offerts par un télécommunicateur quelconque respectent les normes courantes. En tout cas, l'utilisation accrue de fibres optiques et de commutateurs numériques est en voie de rendre identique sur le plan technique la transmission de la voix et des donnés.

41. À notre connaissance, l'expérience américaine n'offre aucune donnée sur les services interurbains concurrentiels qui permette de conclure que les abonnés étaient bien informés sur les différences des conditions d'accès au réseau entre les entreprises de télécommunications concurrentielles.

concurrentiel. La concurrence entre AT&T et les autres entreprises de télécommunications (OCC) s'est faite surtout en fonction des prix. Comme le souligne une étude relativement récente : "Les autres télécommunicateurs établissent des prix inférieurs à ceux d'AT&T, le chiffre des économies se situant généralement entre 20 et 30 %, et ces bas prix représentent la base des efforts de commercialisation de leurs services".[42] Le principal marché que visaient tout d'abord ces autres télécommunicateurs était celui des abonnés d'affaires, et parmi ceux-ci, les petites et moyennes entreprises.[43] En visant une clientèle particulière, il est plus facile et plus économique pour les fournisseurs concurrentiels de s'assurer que leurs clients soient au courant des changements de prix des services interurbains appropriés. À cet égard, les données américaines suggèrent que les abonnés d'affaires sont relativement bien informés en ce qui a trait à toutes les possibilités d'économiser des frais d'interurbain; cependant, des enquêtes menées auprès d'abonnés résidentiels ont révélé qu'une grande proportion d'entre eux ne connaissent pas les périodes de rabais.[44] Selon nous, ces données suggèrent que, malgré le fait que les compagnies de téléphone doivent trouver le moyen de mieux informer leurs abonnés résidentiels, il est facile de communiquer les informations existantes sur une base ex ante. Bref, le modèle de Satterthwaite, selon lequel il est prouvé que l'apparition sur le marché d'un nouveau concurrent peut affaiblir l'élasticité de la demande pour un bien de renommée, ne semble pas s'appliquer particulièrement bien à l'industrie téléphonique.

B. Arrivée d'un nouveau concurrent et fidélité à une marque de commerce

On a mis au point récemment un certain nombre de modèles qui laissent entrevoir comment l'arrivée de nouveaux concurrents sur le marché peut contribuer, avec le temps, à une augmentation de la fidélité du consommateur moyen à une marque de commerce particulière et, en conséquence, à une réduction globale des élasticités-prix de la demande.[45] Ces modèles prévoient deux catégories de consommateurs. Les consommateurs de la première catégorie sont à toutes fins pratiques "captifs", c'est-à-dire qu'ils sont très fidèles à un producteur particulier. Les consommateurs de la deuxième catégorie ne sont fidèles à aucune marque de commerce et traitent tout simplement avec le producteur dont le prix est le moindre. Il est raisonnable de penser que les nouveaux concurrents qui font leur entrée sur le marché en offrant des

---

42. Voir ministère du Transport et des Communications de l'Ontario, Division des Communications, Recent Developments in Telephone Service in the United States, polycopie, janvier 1986, p. 27. Dernièrement, l'écart entre AT&T et les autres entreprises de télécommunications s'est considérablement réduit.

43. Ibid., p. 27.

44. Voir ministère du Transports et Communications de l'Ontario, Division des Communications, Discount Pricing Programs in Telecommunications; The U. S. Experience, polycopie, Toronto, janvier 1986.

45. Voir Robert W. Rosenthal, "A Model In Which An Increase In The Number of Sellers Leads to a Higher Price", Econometrica, vol. 48, nº 6, septembre 1980, p. 1575-1579; Robert W. Rosenthal, "A Dynamic Oligopoly Game With Lags in Demand: More on the Monotonicity of Price In The Number of Sellers", International Economic Review, vol. 23, nº 2, juin 1982, p. 353-360, et Abraham Hollander, "On Price-increasing Entry", Economica, vol. 54, août 1987, p. 317-324.

prix réduits viseront au départ les consommateurs qui sont les moins fidèles à une marque de commerce particulière. En d'autres termes, ils s'attaquent au segment du marché dont l'élasticité-prix de la demande est la plus élevée.

Avec l'accroissement du nombre de nouveaux concurrents sur le marché, le "bassin" de consommateurs sensibles aux variations de prix sera couvert par un nombre croissant d'entreprises. Par conséquent, chacune de ces entreprises aura moins de chances d'attirer de nouveaux consommateurs en offrant des prix réduits. Dans ce contexte, il est probable que les nouvelles entreprises sur le marché ainsi que les entreprises établies en viennent à mettre l'accent sur des véhicules de concurrence autres que le prix, tels la promotion et les annonces publicitaires, de même que d'autres formes de différenciation des produits.[46] Dans la mesure où les consommateurs en arrivent à accorder moins d'importance au prix offert par leurs fournisseurs et une plus grande importance à d'autres caractéristiques de ces derniers, l'élasticité-prix de la demande faiblit. Puisque l'élasticité-prix de la demande du marché est égale à l'élasticité-prix moyenne pondérée de la demande pour les consommateurs individuels, toute réduction de l'élasticité-prix de la demande pour des grandes quantités de consommateurs entraînerait vraisemblablement un fléchissement de l'élasticité-prix de la demande globale.

L'argument ci-dessus est de nature extrêmement spéculative, plus particulièrement lorsqu'on l'applique au contexte de l'industrie des télécommunications. Il existe des données qui suggèrent que les différentes catégories de consommateurs démontrent différents degrés de fidélité aux entreprises de télécommunications avec lesquelles ils traitent.[47] Cela implique que les nouveaux concurrents viseront des segments du marché dans le cadre d'une stratégie concurrentielle; cependant, il n'existe aucune information qui permette de déterminer dans quelle mesure les consommateurs seront prêts à délaisser des prix réduits au profit de services supplémentaires, par exemple.[48] Il n'existe donc aucune base sur laquelle nous pouvons reposer la conclusion que l'accroissement de la concurrence entraînera la croissance de l'importance des attributs de commercialisation autres que le prix. L'expérience américaine de l'entrée de nouveaux concurrents sur le marché démontre que le prix est demeuré l'arme la plus puissante. Cela se révèle plus particulièrement dans le secteur des ventes de l'industrie.[49] Néanmoins, les observateurs ont soutenu que, du moins en ce qui concerne les abonnés d'affaires, les considérations autres que le prix ont joué un grand rôle dans le détournement du

---

46. Les études énumérées dans la note ci-dessus développent un argument qui vise à expliquer pourquoi le prix moyen est susceptible d'augmenter lorsqu'un noveau concurrent fait son entrée sur le marché. Cependant, il semble que l'on pourrait étendre le modèle de base pour conclure que la concurrence qui ne se fonde pas sur le prix pourrait se raffermir dans les conditions décrites par le modèle.

47. Voir, par exemple, Harold Donenklar et Martin Taschdjian, The Economics of Residential AT&T - OCC Choice, Réponse à une demande de renseignements, Bell (CRTC), 20 mars 1987 - 713e) RRB.

48. Ibid., p. 13.

49. Voir "Is Deregulation Working?", Business Week, 22 décembre 1986, p. 50-55.

trafic des entreprises de télécommunications établies et ce, dans le secteur des appels interurbains et locaux.[50]

Pour résumer, ni la théorie ni l'expérience historique de l'industrie des télécommunications ne permettent de rejeter a priori la possibilité qu'à cause de la concurrence dans le SICT, on mettra de plus en plus l'accent sur des caractéristiques autres que le prix, et qu'en conséquence, les segments de consommateurs deviendront de moins en moins sensibles aux variations de prix. Cependant, l'expérience américaine de l'entrée de nouveaux concurrents sur le marché indique que les autres entreprises de télécommunications et les revendeurs ont essentiellement élaboré leur stratégie concurrentielle sur la base de réductions de prix sélectives. Il s'ensuit que nous ne voyons pas comment cet argument potentiel pourrait influer d'une manière quelconque sur l'ensemble d'élasticités-prix de la demande proposées das une section antérieure de cet ouvrage.

C. Modification de la composition des consommateurs

L'élasticité-prix de la demande globale pour le SICT peut aussi subir l'influence d'un changement de la composition des abonnés. Dans ce contexte, nous nous intéressons plus aux changements systématiques de la composition des abonnés qui sont directement attribuables à l'entrée sur le marché dans ce secteur industriel, qu'à des changements qui pourraient être attribuables à des facteurs généraux d'ordre macroéconomique ou technologique.

En fait, les arrivées sur le marché de nouveaux concurrents qui entraîneraient la réduction des prix du SICT par rapport à d'autres services interurbains pourraient encourager l'abandon de ces services au profit du SICT. Dans la mesure où l'élasticité-prix de la demande pour les ex-usagers de ces autres services de télécommunications diffère de l'élasticité-prix de la demande pour les utilisateurs établis du SICT, la nouvelle élasticité-prix "moyenne" de la demande pour le SICT différera de l'ancienne élasticité-prix moyenne de la demande.

La FIGURE UN représente un modèle possiblement représentatif, qui explique comment la baisse des tarifs de SICT peut entraîner un changement de la composition des consommateurs. L'axe horizontal de ce graphique mesure la quantité d'appels interurbains selon une unité de mesure standard quelconque, minutes de conversation, par exemple. L'axe vertical mesure le prix d'une "minute de conversation" de service interurbain commuté.[51] Nous supposons au départ que le prix moyen d'une minute de SICT est égal à P1. On considère le système de lignes privées comme un système de remplacement représentatif du SICT.

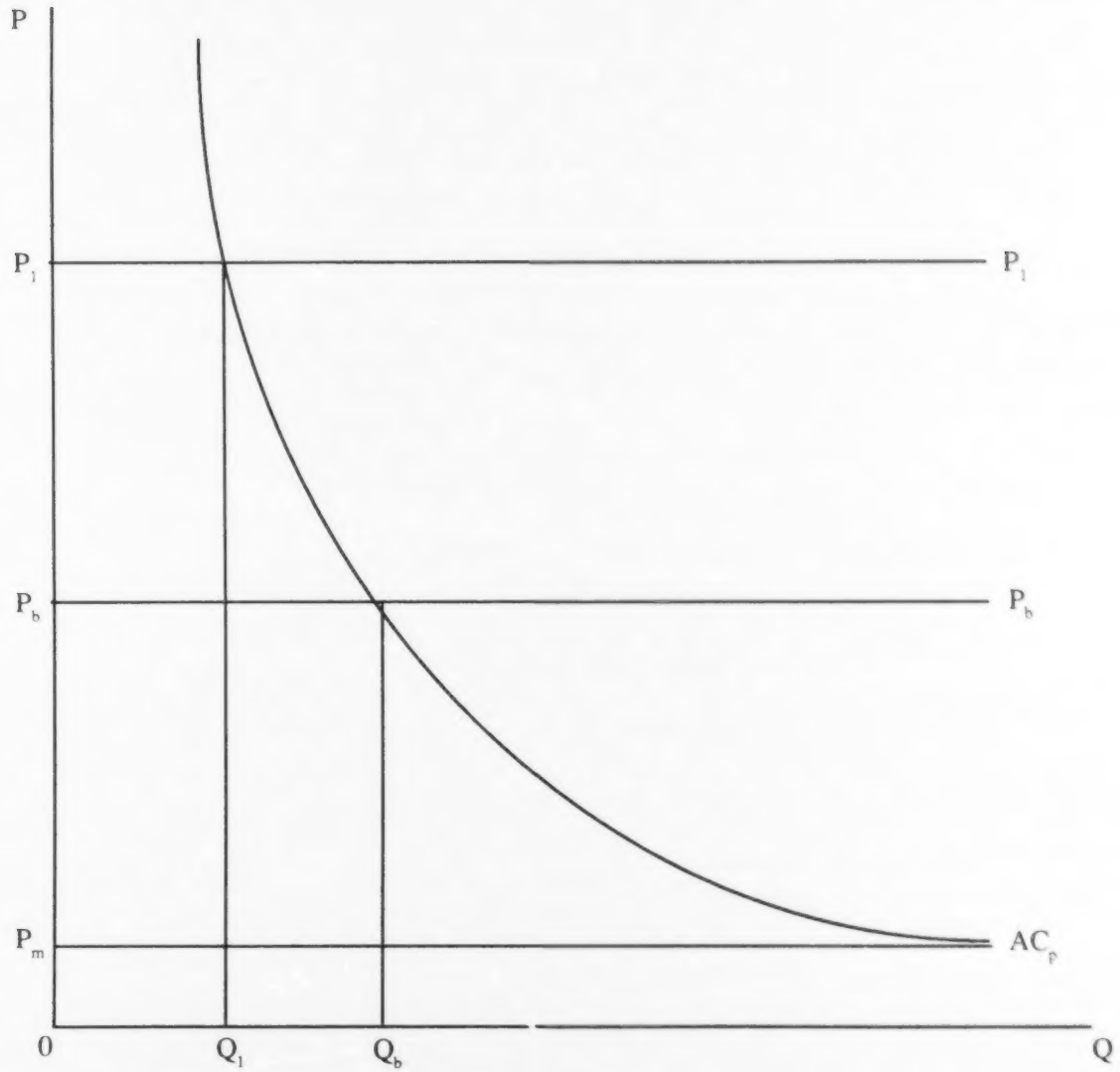
---

[50]. Voir, par exemple, James W. McConnaughey, "The CCTU Bypass Study: Results and Implications", in Patrick C, Mann et Harry Trebing, The Impact of Deregulation and Market Forces on Public Utilities; The Future Role of Regulation, East Lansing, Michigan State University, Graduate School of Business Administration, 1985, p. 65-77.

[51]. Nous ignorons ici la distinction entre le tarif de la première minute de conversation et celui des minutes suivantes. À toutes fins pratiques, nous considérons que le prix est une moyenne pondérée de ces deux tarifs. L'argument ne perd aucunement de sa valeur si l'on simplifie ainsi.

Figure Un

Changements de prix et mélange de clients



On suppose que la structure tarifaire pour les services de lignes privées permet un nombre illimité de minutes de conversation pour un tarif fixe,[52] d'où une diminution du coût moyen du service de ligne directe (ACp) en proportion avec l'augmentation du nombre d'appels. La courbe de coût prendra la forme précise d'une hyperbole rectangulaire, puisque les frais encourus avec un service de ligne privée resteront les mêmes, quel que soit le nombre d'appels placés.

On pose l'hypothèse que les abonnés tenteront de minimiser les frais totaux encourus pour un nombre donné d'appels. Si le tarif de SICT moyen est P1, le nombre d'appels au point de rémunération est Q1. Tout abonné qui, en phase de planification, prévoit dépasser ce nombre d'appels, fera appel au service en vrac. Dans le cas où le tarif moyen du SICT descendrait à Pb, le point de rémunération pour traiter avec un service en vrac augmente à Qb. En fait, tout nombre d'appels égal à QQb - QQ1 entraînera probablement l'abandon des services en vrac au profit du SICT.[53] Au tarif Pm, les abonnés passeront invariablement au SICT, au détriment des services en vrac. Vraisemblablement, si les prix du SICT continuent de fléchir, les usagers qui utilisaient déjà le SICT seront tentés de placer plus d'appels interurbains, d'où une augmentation d'appels placés par les abonnés actuels, auquel viendra s'ajouter un nombre accru d'appels de SICT dus à l'abandon de services en vrac.

Dans la mesure où les nouveaux usagers de SICT présentent les mêmes élasticités-prix de la demande que les usagers existants, on ne devrait observer aucun changement général de l'élasticité-prix de la demande du marché.[54] Cependant, cette hypothèse est très peu probable, puisque les usagers des services en vrac sont, pour la plupart, de gros organismes des secteurs public et privé et non des abonnés résidentiels et des petites entreprises. Comme nous l'avons montré ci-dessus,

---

52. Encore une fois, pour simplifier, nous supposons que la capacité d'une ligne directe est essentiellement illimitée. En fait, si nous reconnaissions expressément l'existence de restrictions quant à la capacité, la fonction Ac_p prendrait, dans la figure, la forme d'une courbe par étapes plutôt que celle d'une courbe continuellement décroissante. L'analyse ne gagne rien à l'ajout de cette complication.

53. La quantité précise d'appels détournés dépendra de la distribution du volume des appels sur lignes directes. Par exemple, si tous les abonnés de service en vrac placent à l'heure actuelle des appels interurbains en quantités approchant Q_b, une réduction de tarifs de OP_1 à OP_b n'entraînera aucun détournement du trafic des lignes directes au profit du SICT; cependant, les tarifs inférieurs à OP_b entraîneront une détournement de trafic considérable.

54. L'idée que l'élasticité-prix de la demande reste constante peu importe le prix est aussi pertinente ici.

les abonnés d'affaires tendent à présenter des élasticités-prix de la demande moins élevées que les abonnés résidentiels, d'où une décroissance de l'élasticité-prix globale de la demande pour le SICT[55] en raison de l'adoption par les abonnés d'affaires de SICT (probablement) plus rentable. Tout effet de ce genre devrait être mineur de toute façon, puisque les élasticités-prix estimées pour les abonnés d'affaires et résidentiels sont comparables dans une mesure raisonnable.[56]

---

55. La migration pourrait être encouragée non seulement par la réduction des tarifs de SICT, mais aussi par les augmentations de tarifs des services en vrac. L'arrivée de nouveaux revendeurs qui achètent des services en vrac pour revendre en tant que SICT seraient une force du marché qui aiderait à la convergence de ces prix.

56. Les études de Scott, Bell Canada et Telecom Canada mentionnées dans les tableaux 1 et 3 soutiennent cette conclusion.

CONCLUSIONS

Il convient de reconnaître qu'il subsiste des incertitudes considérables en ce qui concerne les estimations de l'élasticité-prix de la demande pour les services interurbains. Les positions contradictoires des différentes études disponibles sont représentatives, dans une grande mesure, de différentes interprétations d'un certain nombre d'hypothèses sur la manière de modéliser la demande pour les services téléphoniques. En particulier, on note des mésententes sur l'existence et l'importance probable d'effets externes de réseau. En d'autres termes, les estimations de l'élasticité-prix de la demande sont sensibles à l'inclusion ou à l'exclusion des mesures représentatives de l'ampleur du réseau. Lorsqu'on incorpore expressément de telles mesures aux équations de demande, les élasticités-prix estimées sont plus faibles que lorsqu'elles ne le sont pas.

Il est possible de soutenir l'argument selon lequel les effets externes d'utilisation existent dans le réseau interurbain dans la mesure où les appelants tirent aussi profit du fait qu'ils reçoivent plus d'appels de retour, pour lesquels ils n'ont pas à débourser. L'ampleur de tels avantages indirects est reliée à l'ampleur des "groupes d'intérêt" au sein du réseau. La demande pour des services interurbains devrait croître, peu importe le prix, en même temps que le réseau prend de l'ampleur. D'où il résulte que, si le prix et l'ampleur changent, ces facteurs contribueront tous deux à un changement des mesures physiques de l'utilisation des services interurbains. Si on n'incorpore pas ces deux facteurs à l'équation de demande, on court le risque d'arriver à des résultats statistiques distortionnés. Par conséquent, il semble approprié d'incorporer les effets externes potentiels au modèle de demande, plutôt que d'ignorer a priori son existence empirique.

Quant aux modèles qui incorporent les effets externes potentiels, on pourra s'inquiéter de la colinéarité de cette variable avec la variable du prix réel; c'est-à-dire que les réseaux ont pris de l'ampleur au cours des années 70 et au début des années 80, au moment où les prix réels fléchissaient. Les données disponibles n'indiquent pas que la multicolinéarité semble poser un problème dans les modèles concernés; cependant, des réductions récentes aux États-Unis et au Canada des tarifs interurbains ont été très considérables par rapport aux réductions précédentes. Cela semble indiquer que les données couvrant les quelques dernières années offrent un environnement statistique plus "propre" à la séparation des influences du prix et de l'ampleur du réseau sur les appels interurbains, puisque le rythme de croissance des réseaux a été normal au cours de la même période.

Malheureusement, il semble que très peu d'analyses formelles ont été menées sur la fiabilité des coefficients d'élasticité-prix pour les dernières années. Il existe certaines données très indirectes et fragmentaires indiquant que le trafic interurbain aurait connu une croissance accélérée au cours des trois ou quatre dernières années. Cependant, on ne peut nullement conclure que les coefficients d'élasticité-prix réels se situent à l'extérieur des gammes recommandées dans cet ouvrage. D'un autre côté, il existe des bases pour soutenir qu'une croissance plus forte que la moyenne des secteurs d'affaires qui utilisent beaucoup les télécommunications serait à l'origine de la forte croissance récente du trafic interurbain aux États-Unis. En ce qui concerne le Canada, Bell Canada a entrepris des essais formels en vue de déterminer la stabilité du coefficient d'élasticité-prix estimé pour les périodes antérieures. La société a conclu que la demande de services interurbains a plutôt perdu un peu de son élasticité-prix récemment.

En résumé, nous recommandons les gammes suivantes pour l'élasticité-prix de la demande de SICT, en nous fondant sur un examen critique des documents disponibles :

1. SICT intracompagnie : -0,5 à -0,7
2. SICT intercompagnie : -0,55 à -0,85
3. SICT Canada-États-Unis : -0,65 à 1,00
4. SICT Canada-autres pays : -0,6 à -1,2

Il n'y a aucune raison de croire que l'un des scénarios d'entrée sur le marché de nouveaux concurrents aura un effet significatif sur l'élasticité-prix de la demande (globale) du marché. L'élasticité-prix de la demande globale du marché tend plutôt à faiblir légèrement dans ces conditions.

ANNEXE

Projections des répercussions des fluctuations de prix sur la quantité demandée

On peut se servir de la gamme des coefficients d'élasticité-prix recommandée dans le présent rapport pour prédire les effets sur les revenus de divers changements de tarifs interurbains. Par conséquent, il est utile de déceler toute erreur systématique qui puisse influer sur de telles projections.

Comme nous l'avons noté dans le corps du présent travail, les coefficients d'élasticité-prix pour le SICT représentent une combinaison "hybride" des répercussions des fluctuations des tarifs des SICT et WATS. Cela ne présente pas un problème pour projeter les changements de la quantité de trafic de SICT attribuable aux fluctuations de prix du SICT, pour peu que le rapport entre les tarifs de SICT et de WATS reste le même, c'est-à-dire que les tarifs de tous les services interurbains changent en proportion égale.

Si la fluctuation des tarifs de SICT n'est pas exactement proportionnelle à celle des tarifs WATS, il est possible qu'une légère erreur systématique s'introduise dans le calcul si on utilise les coefficients recommandés, puisque l'estimation hybride ne sera plus égale à la somme de l'élasticité-prix du SICT et de l'élasticité-prix croisée par rapport au service WATS. À la limite, si le tarif WATS demeure inchangé, l'erreur systématique approcherait la valeur du coefficient élasticité-prix croisé par rapport au service WATS. Puisque la valeur de ce coefficient se rapproche de zéro, l'erreur systématique demeure relativement peu élevée, même dans les cas les plus extrêmes.

Nous n'avons pas recommandé de gamme d'estimation d'élasticité-prix pour le service WATS. Cependant, il a été suggéré que les coefficients d'élasticité dans l'équation WATS ont une valeur absolue plus élevée que les coefficients d'élasticité coreespondants dans les équations pour le SICT. L'utilisation des coefficients d'élasticité hybrides de SICT pour prédire les changements des quantités demandées du service WATS introduira probablement une erreur systématique. En d'autres termes, le changement réel de la quantité demandée pour le service WATS sera différent du changement projeté. Ici aussi, si les prix du SICT et du service WATS changent en proportion directe, l'erreur systématique sera très peu élevée. Même dans le cas d'une modification des structures tarifaires du SICT et du service WATS, l'erreur systématique en ce qui a trait à la quantité demandée totale du SICT plus WATS sera très petite, puisque le service WATS ne représente qu'une portion restreinte des services interurbains.

En résumé, l'utilisation des coefficients d'élasticité-prix hybrides recommandés dans la présente étude devrait faciliter le processus de projections exactes des changements de quantités demandées du SICT plus WATS, pour tout changement de tarif interurbain donné.

Biographie du conseiller principal

Le Dr Steven Globerman, conseiller principal pour ce projet, est un économiste spécialisé dans les organismes industriels; il a écrit de nombreuses études sur divers aspects de l'industrie des télécommunications, dont plusieurs ont été entreprises pour le compte du ministère des Communications. En outre, il a agi en qualité de conseiller pour différentes entreprises de télécommunications canadiennes. Voici la liste des ouvrages qu'il a écrits sur les télécommunications :

1. "Local Measured Service Pricing or Rate Rebalancing? Efficiency and Distributional Consideration", in R.J. Schultz and Peter Barnes, éditeurs, Local Telephone Pricing: Is There a Better Way?, Montréal, Centre for the Study of Regulated Industries, 1984, pp.39-49 (La Tarification du service téléphonique local : existe-t-il une meilleure solution?)

2. "Changing the Telephone Pricing Structure: Economic, Political and Social Considerations", Canadian Public Policy, vol XII, mars 1986, p. 214-226.

3. "Economic Factors in Telecommunications Policy and Regulation", in W.T. Stanbury, éd., Telecommunications Policy and Regulation: The Impact of Competition and Technological Change, Montréal, Institute for Research on Public Policy, 1986, p. 1-80.

4. "Regulation of Canada's Satellite Communications Sector: Evaluations and Assessment", rapport préparé pour le ministère des Communications, Ottawa, 1986.

5. "Opportunities for Reselling and Sharing in the Telecommunications Industry: An Economic and Marketing Analysis", rapport préparé conjointement avec TRU Ltd., pour le ministère des Communications, Ottawa, 1986.

Le Dr Globerman est le président de Steven Globerman Associates Ltd et il est aussi professeur à la Faculty of Business Administration de l'université Simon Fraser.